



Addiction à l'usage de l'automobile en France et mesures d'élasticités

Roger Collet

► To cite this version:

Roger Collet. Addiction à l'usage de l'automobile en France et mesures d'élasticités. 2008. hal-00318697

HAL Id: hal-00318697

<https://hal.science/hal-00318697>

Preprint submitted on 4 Sep 2008

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Addiction à l'usage de l'automobile en France et mesures d'élasticités

ROGER COLLET*

Institut National de Recherche sur les transports et leur Sécurité (INRETS)

Département d'Economie et de Sociologie des Transports (DEST)

Résumé :

Dans ce papier, nous menons une étude du comportement d'usage des automobiles, et nous intéressons au kilométrage annuel parcouru par les ménages, i.e. leur « *automobilité* ». Pour caractériser cette consommation individuelle de kilomètres, le modèle d'addiction rationnelle de BECKER a été déployé sur le panel 1999-2001 de l'enquête française « Parc Automobile ». Les résultats font tout d'abord apparaître qu'on ne peut réfuter l'hypothèse microéconomique d'addiction concernant l'usage de la voiture. Quelques valeurs d'élasticité du kilométrage au prix des carburants dans un premier temps, puis au revenu des ménages ensuite, sont reportées, avec des résultats tout à fait plausibles. Puis, un éclairage est porté sur les différences géographiques, en confrontant les ménages des trois aires franciliennes et la Province, et en simulant l'effet d'un changement résidentiel sur leur mobilité. Enfin, nous voyons dans quelle mesure un changement des caractéristiques de motorisation (nombre d'automobiles, de permis, transitions 'essence-diesel') affecte l'automobilité des ménages français.

Mots-clé : Automobile, Motorisation, Addiction, Panel, Méthode des Moments Généralisés.

Classification JEL : C23, D12

* Correspondance à : Roger Collet, INRETS/DEST, 2 Avenue du Général Malleret-Joinville, 94114 ARCUEIL Cedex, France. Mèl : roger.collet@laposte.net.

Addiction à l'usage de l'automobile en France et mesures d'élasticités

*« La bagnole, [la télé, l'tiercé
C'est l'opium du peuple de France,
Lui supprimer, c'est le tuer,]
C'est une drogue à accoutumance »*

Renaud (Hexagone, 1980)

Sommaire :

INTRODUCTION	3
1 SUPPORT MICROECONOMIQUE	5
1.1 Les modèles d'addiction myope et rationnelle de Becker	5
1.2 Leurs mesures d'élasticités	11
2 MODELISATION ET DIFFICULTES.....	14
2.1 Détail du modèle utilisé	14
2.2 Biais de sélection	15
2.3 Hétéroscédasticité.....	17
2.4 Endogénéité.....	17
2.5 Méthodes d'estimation et tests.....	18
3 DONNEES D'APPLICATION ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES	18
3.1 Les données	18
3.2 Statistiques descriptives	19
4 RESULTATS	24
4.1 Qualité des modèles et tests	27
4.2 Biais de sélection ?	27
4.3 Addiction et taux de préférence intertemporel	28
4.4 Elasticités prix.....	28
4.5 Elasticités au revenu	31
4.6 Effet de la localisation des ménages	32
4.7 Effet du déménagement des ménages.....	33
4.8 Effet du vieillissement du parc automobile	34
4.9 Effet des variables socio-démographiques du ménage	34
4.10 Effet de la motorisation / démotorisation des ménages	36
4.11 Effet des transitions 'essence ↔ diesel' lors du remplacement d'un véhicule	40
4.12 Limites et critiques de la démarche empirique.....	41
4.13 Comparaisons internationales	42
CONCLUSION	46
ANNEXE STATISTIQUE	48
A1 - L'estimateur de la méthode des moments généralisés	48
A2 - Le test de Hansen.....	50
A3 - Le test de Bound.....	50
RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	52

Introduction

Les préoccupations environnementales croissantes liées au réchauffement climatique mettent l'homme au banc des accusés. Le développement de ses activités s'est accompagné d'un rejet croissant dans l'atmosphère des gaz à effet de serre qui sont, sous l'action de la réflexion infrarouge des rayons solaires sur la surface du globe terrestre, en partie responsables de la hausse du thermomètre. Les conséquences écologiques à terme prévoient un bouleversement irréversible de l'écosystème, dans lequel la place de l'homme est incertaine et controversée. Soucieuse de sa préservation, la ratification du protocole de Kyoto (1997) par quelques pays dont la France marque une prise de conscience et une volonté communautaire de réduire les émissions de ces gaz, avec des objectifs ambitieux, pourtant jugés nécessaires.

Plus particulièrement, c'est l'activité de transport qui est visée comme étant une principale source génératrice de ces gaz, faisant notamment de l'automobile « l'instrument du délit ». La voiture est aussi impliquée dans bien d'autres affaires, plus locales cette fois, telles que la pollution atmosphérique, la sécurité routière, les nuisances sonores, la dégradation du paysage... mais la voiture permet aux agents une plus large maîtrise de l'espace et du temps, et donc un meilleur accès à l'emploi, aux services, aux loisirs, faisant de l'automobile un thème de débat très controversé.

Au cœur de toutes ces préoccupations particulières, la question de l'usage automobile et de son intensité émerge très nettement. L'« *automobilité*¹ », qui désigne les comportements périodiques de mobilité en automobile des agents, s'impose donc comme un sujet majeur de réflexion.

La conduite de politiques pertinentes pour orienter ces comportements nécessite de connaître l'impact des instruments agissant sur ces déplacements parcourus en voiture individuelle et donc la manipulation d'un modèle descriptif du comportement d'usage. Sa connaissance est autrement utile pour les pouvoirs publics : en permettant la prévision, un modèle de trafic automobile peut servir la décision d'investissement dans les infrastructures routières, en complémentarité avec les modèles décrivant le niveau d'équipement en automobiles (COLLET, 2007). Dans ce document, nous proposons une structure en deux étapes pour caractériser l'usage de l'automobile en France : après avoir observé le comportement binaire de sélection des ménages entre motorisation et non-motorisation, l'automobilité annuelle des ménages équipés est modélisée selon différentes spécifications, déterminées sur la base du support microéconomique. Dans un contexte de fortes variations du prix des carburants usuels transformés du pétrole - essence et gazole - qui alimentent encore la quasi intégralité du parc automobile français en 2000, et dans une perspective incertaine de leur évolution (liée à une demande croissante de produits pétroliers², à l'hypothèse d'un tarissement à terme des ressources fossiles, et à une évolution incertaine des capacités d'offre et d'extraction de l'or noir notamment), un objectif du document concerne la mesure des effets-prix sur le kilométrage des ménages. Plus particulièrement, un éclairage sur

¹ Mot-valise né du télescopage entre « automobile » et « mobilité ».

² Par la Chine notamment.

l'hétérogénéité de leurs sensibilités selon la zone résidentielle, notamment en Île-de-France, est tenté. L'effet d'autres variables explicatives, comme les variations de revenu est également considéré. Enfin, la disposition en panel des observations sur trois années (1999-2001), qui assure le suivi longitudinal des comportements individuels, permet l'utilisation de spécifications dynamiques, avantageuses pour distinguer les effets usuels de court et long terme.

Dans ce papier, les modèles dits « d'addiction myope » et « d'addiction rationnelle » sont étudiés puis ajustés afin de révéler et caractériser le type de dépendance des ménages à l'utilisation de leur parc automobile. En appliquant ces modèles, généralement utilisés pour décrire la consommation de cigarettes, de drogues ou d'alcool, on pourra vérifier la validité – au moins économique – des propos de DUPUY (1999) :

“... automobile dependence means that as individuals, we cannot live without cars, just as a smoker cannot live without cigarettes, and a drug addict without drugs” (DUPUY, 1999)

Dans la citation suivante, WICKHAM et al. (2002) osent également le rapprochement de l'usage automobile à celui d'une consommation addictive de drogue, dont on peut faire une relecture microéconomiste (entre parenthèses), motivant encore davantage l'emploi et le test de modèles d'addiction :

“Car (use) dependence can be understood through the metaphor of drug dependency (addiction). Heroin or even nicotine addiction is in part a matter of (rational) choice. I choose to shoot up, I choose to smoke a cigarette. But as I continue to do this, my body (utility function) changes, it becomes restructured, it needs the drug (addictive good), it cannot do without it. Furthermore, the ‘need’ (addictive good marginal utility) escalates – the body (optimal bundle of goods) requires more and more of the drug (addictive goods).... the same applies to car (use) dependency” (WICKHAM et al., 2002).

Le document est organisé de la façon suivante. Dans un premier temps, les modèles théoriques d'addiction sont examinés, et les spécifications économétriques sont dérivées. Les mesures d'élasticités associées sont ensuite explicitées. Après avoir observé quelques statistiques descriptives du panel Parc Automobile 1999-2001 (seconde partie), nous présentons dans un troisième et quatrième volet les difficultés de modélisation et les méthodes économétriques utilisées. Les modèles de demande estimés, la cinquième partie commente les mesures d'élasticité de l'automobilité et celles d'effets marginaux, avec un éclairage plus prononcé sur les comportements franciliens. Enfin, nous procédons en dernier lieu à une revue de littérature afin d'apprécier la proximité de nos résultats avec ceux de travaux empiriques voisins déjà conduits.

1 Support microéconomique

1.1 Les modèles d'addiction myope et rationnelle de Becker

1.1.1 Description

Depuis BECKER et MURPHY (1988), l'addiction d'un consommateur pour un bien est révélée si, toutes choses égales par ailleurs, l'augmentation de sa consommation passée vient augmenter significativement sa consommation courante. Le modèle d'addiction considéré par BECKER, GROSSMAN et MURPHY (1994) établit que le niveau d'utilité U_t retirée par un individu au cours de la période t dépend de la quantité consommée de deux types de biens : une quantité X_t d'un bien composite X , une quantité C_t d'un bien addictif C , ainsi que de l'impact d'une série de variables relatives au cycle de vie, potentiellement non mesurées, et notées e_t . On différencie les deux types de consommation en posant que l'utilité courante U_t dépend également de l'importance des quantités de bien C consommées dans le passé. Selon les auteurs, cette information est synthétisée dans la formulation d'un stock de capital addictif, noté S_t , alimenté à chaque période par le niveau de consommation antérieure C_{t-1} . Dès lors, l'utilité courante d'un agent doit également dépendre de ce stock. Nous retenons l'expression de BECKER et al. (1994) qui est la plus commune dans les travaux de modélisation traitant du phénomène d'addiction : $S_t = C_{t-1}$. Cependant, d'autres types de formulation pour la constitution du stock sont envisagés³ (BECKER et MURPHY, 1988).

Le problème économique de l'agent devient donc le suivant : il doit maximiser son utilité intertemporelle, ou la somme actualisée par un taux de préférence pour le présent (ou un taux de dépréciation) ρ de ses niveaux d'utilité dans le temps. En considérant que l'agent est rationnel, qu'il a une durée de vie illimitée, et que sa consommation de bien addictif n'influe pas sur ses revenus, alors son programme de maximisation d'utilité s'écrit :

$$\text{Max} \sum_{t=1}^{\infty} B^{t-1} U_t(C_t, C_{t-1}, X_t, e_t), \quad (1)$$

avec $B = (1 + \rho)^{-1}$. Le bien composite X utilisé par Becker est le numéraire. L'auteur fait aussi l'hypothèse simplificatrice que le taux de préférence pour le présent équivaut au taux d'intérêt de l'économie. Enfin, l'agent est soumis au respect de son équilibre budgétaire intertemporel et à une condition initiale de départ pour C , en $t = 0$:

$$C_0 = C^0 ; A_0 = \sum_{t=1}^{\infty} B^{t-1} (X_t + P_t C_t), \quad (2)$$

³ Notamment, sur la base d'un taux de dépréciation τ du stock passé et réalimenté par la consommation passée du bien addictif : $S_t = (1 - \tau)S_{t-1} + C_{t-1}$. La formulation la plus courante $S_t = C_{t-1}$ correspond donc au cas particulier d'une dépréciation totale : $\tau = 100\%$.

avec A_0 , la valeur actualisée de la richesse de l'agent, et P_t le prix du bien addictif en t . Sous l'hypothèse que la fonction d'utilité de l'agent est de forme quadratique en l'ensemble de ses arguments C_t , C_{t-1} , X_t , e_t , puis en résolvant les conditions de premier ordre qui maximisent l'utilité intertemporelle de l'agent, BECKER et al. (1994) aboutissent à la fonction de demande pour le bien addictif. Formellement :

$$U_t(C_t, C_{t-1}, X_t, e_t) = \alpha_C C_t + \alpha_S C_{t-1} + \alpha_X X_t + \alpha_e e_t + \frac{\alpha_{CC}}{2} C_t^2 + \frac{\alpha_{SS}}{2} C_{t-1}^2 + \frac{\alpha_{XX}}{2} X_t^2 + \frac{\alpha_{ee}}{2} e_t^2 + \alpha_{CS} C_t C_{t-1} + \alpha_{CX} C_t X_t + \alpha_{Ce} C_t e_t + \alpha_{SX} C_{t-1} X_t + \alpha_{Se} C_{t-1} e_t + \alpha_{Xe} X_t e_t. \quad (3)$$

La solution du programme de maximisation de l'agent sous sa contrainte budgétaire suit l'écriture du lagrangien L :

$$L = \sum_{t=1}^{\infty} B^{t-1} (U_t(C_t, C_{t-1}, X_t, e_t)) + \lambda \left(A_0 - \sum_{t=1}^{\infty} B^{t-1} (X_t + C_t P_t) \right). \quad (4)$$

On résout ce problème de maximisation sous contrainte en annulant les dérivées partielles de L :

$$\frac{dL}{dC_t} = B^{t-1} \frac{dU_t(C_t, C_{t-1}, X_t, e_t)}{dC_t} + B^t \frac{dU_{t+1}(C_{t+1}, C_t, X_{t+1}, e_{t+1})}{dC_t} - \lambda B^{t-1} P_t = 0, \quad (5)$$

$$\frac{dL}{dX_t} = B^{t-1} \frac{dU_t(C_t, C_{t-1}, X_t, e_t)}{dX_t} - B^{t-1} \lambda = 0, \quad (6)$$

avec λ le multiplicateur de Lagrange, qui correspond à l'utilité marginale de la richesse intertemporelle A_0 . En simplifiant par B^{t-1} , il découle de (6) et de (3) que :

$$\lambda = \frac{dU_t(C_t, C_{t-1}, X_t, e_t)}{dX_t} = \alpha_X + \alpha_{XX} X_t + \alpha_{CX} C_t + \alpha_{SX} C_{t-1} + \alpha_{Xe} e_t, \quad (7)$$

puis en exprimant X_t :

$$X_t = \frac{\lambda - (\alpha_X + \alpha_{CX} C_t + \alpha_{SX} C_{t-1} + \alpha_{Xe} e_t)}{\alpha_{XX}}. \quad (8)$$

Après la simplification par B^{t-1} , il vient analytiquement de (5) l'égalité suivante :

$$\begin{aligned} \lambda P_t = & \alpha_C + \alpha_{CC}C_t + \alpha_{CS}C_{t-1} + \alpha_{CX}X_t + \alpha_{Ce}e_t \\ & + B(\alpha_S + \alpha_{CS}C_{t+1} + \alpha_{SS}C_t + \alpha_{SX}X_{t+1} + \alpha_{Se}e_{t+1}). \end{aligned} \quad (9)$$

En remplaçant X_t dans (9) par son expression donnée en (8), puis en exprimant C_t , on aboutit à la fonction de consommation, ici exprimée sans constante, de BECKER et al. (1994) :

$$C_t = \theta C_{t-1} + \theta B C_{t+1} + \theta_1 P_t + \theta_2 e_t + \theta_3 e_{t+1}, \quad (10)$$

$$\text{avec :} \quad \theta = -D^{-1}(\alpha_{XX}\alpha_{CS} - \alpha_{CX}\alpha_{SX}), \quad (11)$$

$$\theta_1 = D^{-1}\lambda\alpha_{XX}, \quad (12)$$

$$\theta_2 = -D^{-1}(\alpha_{XX}\alpha_{Ce} - \alpha_{CX}\alpha_{Xe}),$$

$$\theta_3 = -D^{-1}(\alpha_{XX}\alpha_{Se} - \alpha_{SX}\alpha_{Se}),$$

$$\text{et sachant :} \quad D = (\alpha_{CC}\alpha_{XX} - \alpha_{CX}^2) + B(\alpha_{SS}\alpha_{XX} - \alpha_{SX}^2). \quad (13)$$

La quantité courante demandée pour la consommation du bien addictif C formulée en (10) est au final une fonction des demandes passée et future (C_{t-1} et C_{t+1}), du prix courant P_t , et des variables liées au cycle de vie de l'agent e_t et e_{t+1} .

Dans, l'équation (13), D représente la somme actualisée des mineurs d'ordre deux du Hessian de la fonction d'utilité en (3) pour les quantités consommées de biens C et X . Par hypothèse microéconomique usuelle, la fonction d'utilité U est concave. Il en résulte que D est nécessairement positif : $D > 0$. La concavité de U_t implique également que les mineurs de son Hessian au premier ordre soient négatifs ; et donc que $\alpha_{XX} < 0$. De plus, l'utilité marginale de la richesse intertemporelle λ étant positive, il vient que le coefficient θ_1 exprimé en (12) est négatif : $\theta_1 < 0$. Les niveaux de consommation passé et courant du bien C sont dits complémentaires lorsque α_{CS} est strictement positif. Dans ce cas de figure, l'utilité marginale courante de l'agent, retirée par la consommation d'une quantité additionnelle du bien C en t et notée U'_{C_t} en (14), est une fonction croissante de C_{t-1} :

$$U'_{C_t} = \frac{dU_t}{dC_t} = \alpha_C + \alpha_{CC}C_t + \alpha_{CS}C_{t-1} + \alpha_{CX}X_t + \alpha_{Ce}e_t. \quad (14)$$

Ainsi, la quantité C_{t-1} et le coefficient α_{CS} « relèvent » d'autant plus la satisfaction de l'agent retirée par la consommation marginale du bien C qu'ils sont positifs. Par analogie avec le concept du « *learning by doing* », l'agent aura d'autant plus *appris* à apprécier la consommation du bien C (U'_{C_t}) qu'il aura *pratiqué* cette consommation dans le passé (C_{t-1}), et que la vitesse d'apprentissage (α_{CS}) est élevée. La complémentarité temporelle des consommations du bien C est la marque de l'addiction. Si l'on considère de plus que le stock de capital addictif n'influence pas l'appréciation courante du bien composite (i.e pour $\alpha_{SX} = 0$), alors l'addiction entraîne que $\theta > 0$ en (11). Ainsi, l'ajustement des données sur le modèle de consommation (10) révèle un comportement addictif si l'importance des consommations passées induit un « renforcement » de la consommation courante. Autrement dit, et à toutes autres choses égales, la significativité

empirique du coefficient θ traduit l'addiction à la consommation du bien C . Plus θ est positif, plus le renfort est important, et plus le degré d'addiction est élevé. Son estimation en (10) permet ensuite d'obtenir par déduction une estimation de B , puis une estimation du taux de substitution intertemporel ρ .

Les effets sur la consommation courante de chocs sur les consommations passée et future sont déduits à l'aide des racines caractéristiques solutions de l'équation homogène de la fonction de consommation du modèle d'addiction rationnelle. Celle-ci s'écrit :

$$\theta X^2 - X + \theta B = 0. \quad (15)$$

Les racines caractéristiques de l'équation (15) sont :

$$\varphi_1 = \frac{1 - \sqrt{1 - 4\theta^2 B}}{2\theta}, \quad (16)$$

$$\varphi_2 = \frac{1 + \sqrt{1 - 4\theta^2 B}}{2\theta}. \quad (17)$$

En (16) et (17), φ_1 mesure l'effet sur la consommation courante d'un choc sur la consommation future, et φ_2^{-1} mesure l'effet sur la consommation courante d'un choc sur la consommation passée. Toutes les élasticités du modèle d'addiction rationnelle peuvent être exprimées en fonction de ces racines caractéristiques⁴.

L'apport de BECKER et al. (1994) est plutôt conséquent. Leur fonction de demande dynamique résume les fonctions usuelles, statique et dynamique auto-régressive, à des cas très particuliers de la formulation (10). En effet, une équation de demande statique est opérante lorsque le degré d'addiction effectif est nul ($\theta = 0$). De même, une fonction de demande dynamique ne faisant apparaître qu'une variable endogène retardée comme facteur explicatif n'est pertinente dans le cadre de l'addiction rationnelle que lorsque les agents consomment au « jour-le-jour », mais sachant un 'effet mémoire' : ceux-là ignorent les effets futurs de leur consommation actuelle et rendent compte d'un taux de préférence intertemporel ρ infiniment élevé (lorsque $B = 1/(1 + \rho) = 0$). En réagissant de façon mécanique aux consommations passées, sans considérer les effets futurs de leur consommation actuelle, les agents témoignent d'une forme particulière d'addiction. Pour la caractériser, BECKER et al. (1994) utilisent le qualificatif « myope ».

⁴ Nous les formulerons plus tard, dans la section 1.2.2.

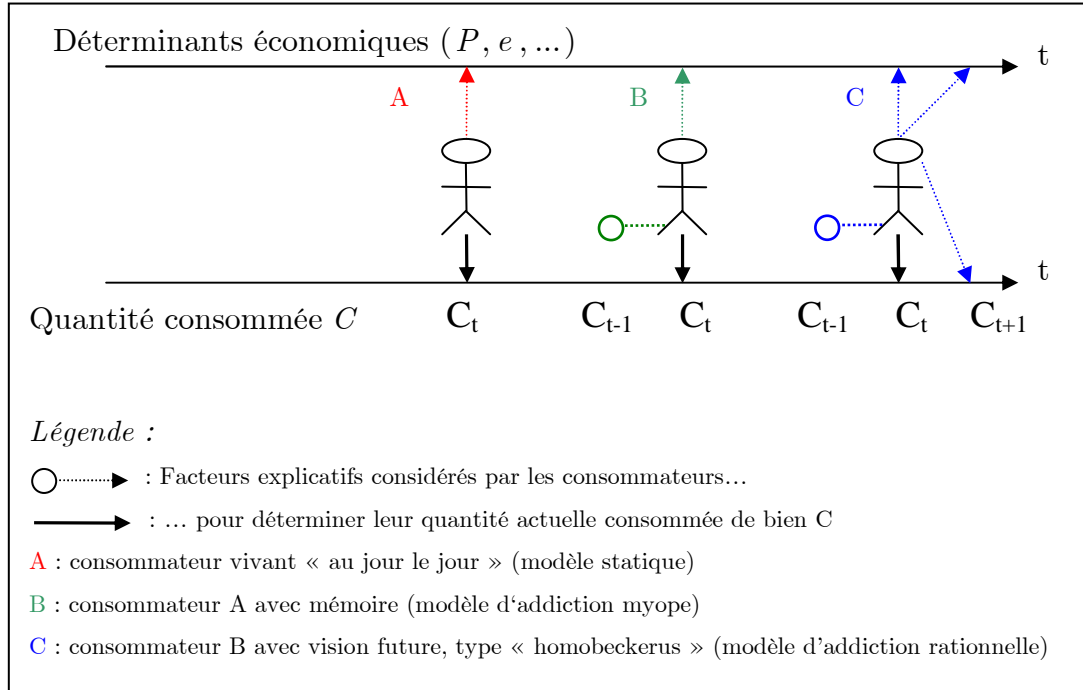


FIGURE 1 : Trois types de consommateurs, trois modèles de consommation

La figure 1 schématise les différents types de consommateurs visités jusqu'ici. Parmi ceux-là figure notamment celui que nous avons baptisé « l'homobeckerus ». C'est en effet une constante immuable de départ chez Becker de considérer en postulat microéconomique de ses recherches appliquées que l'agent est du type maximisateur d'utilité intertemporelle sous contrainte de ses revenus actualisés et de ses stocks de capital, définissant ce que LAWSON (2004) appelle le « style économique de l'école de Chicago ». A cet égard, et dans un document au titre accrocheur « *Gary Becker and the Quest for the Theory of Everything* », l'auteur estime que Becker a une approche monothéorique préformatée des comportements humains :

« (he extends) an existing theoretical model (individual utility maximisation constrained by budget level and current capital stocks) to cover additional experiences... Becker's theory of the household, or theory of addiction, or theory of suicide, or theory of discrimination is not a new theory : it is Chicago-style economic applied to a new subject » (LAWSON, 2004, p.5).

1.1.2 Le modèle d'addiction rationnelle à l'épreuve

Dans une spécification économétrique, des facteurs explicatifs inobservables qui entrent dans e_t se retrouvent absorbés dans le terme accidentel. Leur intervention à différentes périodes de consommation rend les variables C_{t-1} et C_{t+1} endogènes. De plus, BECKER (1996) souligne que

ces facteurs liés au cycle de vie sont vraisemblablement corrélés en série, élément aggravant l'endogénéité de ces variables dynamiques. Même si l'addiction est inexistante, la corrélation de ces facteurs inobservables ou bien la simple présence d'un terme d'hétérogénéité inobservable invariant dans le temps pour chaque agent suffit à faire dépendre significativement la consommation courante des consommations passée et future. Il s'agit donc d'être très attentif au traitement des variables endogènes et aux méthodes d'estimation employées : recadrées dans le modèle d'addiction rationnelle, les études empiriques à base de modèles dynamiques ne tenant pas compte de cette endogénéité seraient immédiatement invalidées.

Dans la littérature, si la base des spécifications économétriques pour tester le type d'addiction à un bien reste l'équation (10), elles sont très souvent élargies à d'autres variables explicatives. BECKER et al. (1994) incluent d'autres facteurs courants tels que des variables de revenu, de taxe, et d'indices de contrebande ; BALTAGI et GRIFFIN (2002) introduisent une variable de revenu et de prix minimum dans un état voisin pour tester l'addiction à l'alcool aux Etats-Unis ; TIEZZI (2004) tient compte du volume consommé de tabac importé de l'étranger pour modéliser le comportement des fumeurs italiens, GARDES et STARZEC (2002) accompagnent leur spécification de variables d'âge, de localisation, d'éducation (parmi d'autres encore) pour tester l'addiction à la consommation d'alcool et de tabac en Pologne. Cependant, ces derniers auteurs remarquent que les régresseurs additionnels devraient entrer dans la fonction de consommation au même titre que les variables e , c'est-à-dire en faisant intervenir simultanément la valeur courante e_t et future e_{t+1} dans la spécification du modèle. Or, la grande majorité des études ne fait pas apparaître cette contrainte et le travail empirique qui suit s'en affranchira également. Ce choix est ici motivé par les possibilités d'exploitation des résultats : en n'intervenant sur la consommation que de manière courante, on peut appliquer à ces variables additionnelles les mêmes outils d'analyse que ceux afférents à la variable (courante) de prix.

Le test de la théorie d'addiction rationnelle a été conduit sur des sources de données très variées. Les premiers travaux empiriques mettant à l'épreuve les modèles d'addiction se sont principalement concentrés sur la consommation de drogues pour des considérations de santé publique, et parce que les modèles d'addiction sont *a priori* les plus enclins actuellement à décrire ce type de consommation. Ainsi, CHALOUKKA (1991), BECKER (1994), GARDES et STARZEC (2002), et TIEZZI (2004) ont notamment exploité les modèles rationnels pour expliquer la consommation de tabac ; GROSSMAN et al. (1995), BENTZEN et al. (1999), LALLA et al. (2004) les ont appliqués pour modéliser la consommation d'alcool ; VAN OURS (1995) les utilise pour décrire la consommation d'opium ; GROSSMAN et al. (1998) les mettent à l'œuvre pour modéliser la consommation de cocaïne.

Mais, comme le prétendent BECKER et MURPHY (1988), les agents peuvent rendre compte d'une addiction pour un bien quelconque sans pour autant que sa consommation engendre une dépendance biologique ou pharmaceutique. DEWENTER (2002) reporte même en première page de ses travaux (relatifs à l'addiction aux informations en Allemagne) une citation des auteurs de référence :

« *People get addicted not only to alcohol, cocaine, and cigarettes, but also to work, eating, music television, their standard of living, other people, religion, and many other activities* »⁵, BECKER et MURPHY (1988).

Ainsi, MOBILIA (1993) a voulu vérifier l'existence d'une addiction au jeu, CAWLEY (1999) utilise la formulation (10) pour décrire la consommation énergétique de calories, VILLANI (1992) applique ce modèle sur une consommation d'art, CAMERON (1999) ainsi que SISTO et al. (2005) les utilisent pour vérifier l'hypothèse d'addiction à la consommation de cinéma. A notre connaissance, le modèle (10) n'a pas encore été appliqué pour décrire l'usage de la voiture, à l'heure où la « dépendance automobile » est une thématique majeure de la recherche sur les transports.

Les résultats empiriques des travaux qui testent le modèle d'addiction rationnelle restent toutefois généralement mitigés. Si, bien souvent, les effets des consommations passée et future sur le niveau courant de consommation sont significatifs, le taux de préférence intertemporel qui en découle est parfois peu raisonnable. Concernant la consommation de tabac par exemple, BECKER (1996) reporte des taux très élevés allant de 56% à 223%, et TIEZZI (2004) n'obtient pas de valeurs plausibles. Pour la consommation d'alcool, BALTAGI et GRIFFIN (2002), ainsi que GROSSMAN et al. (1998) reportent même quelques taux négatifs. Ces derniers suggèrent de valider l'hypothèse d'addiction rationnelle sur la base d'un taux de préférence convenable, plutôt que prématurément sur la significativité des coefficients associés aux valeurs passée et future de la consommation. AULD et GROONTENDORST (2001) freinent cependant l'enthousiasme du recours au modèle de BECKER et al. (1994), en montrant qu'il peut conclure au comportement d'addiction rationnelle pour la consommation de biens *a priori* non addictifs, tels que les oranges ou les œufs, alors que les résidus d'estimation des modèles ne présentent pas de bonnes propriétés. De plus, ces derniers auteurs mettent en garde contre les résultats du modèle lorsque les données traitées sont des séries temporelles agrégées. Plus généralement, LAUX (2000) suggère que ce taux de préférence devrait correspondre à celui qui accompagne les comportements d'épargne ou les décisions d'investissement des agents : l'auteur interprète la différence comme le résultat potentiel d'une rationalité limitée des agents. BALTAGI et GRIFFIN (2001) relient l'inconsistance des taux de préférence au type de données manipulées : ils estiment que l'usage de données agrégées permet rarement de révéler un taux crédible et précis.

1.2 Leurs mesures d'élasticités

1.2.1 Mesures du modèle d'addiction myope

Le modèle d'addiction myope correspond au modèle retardé AR(1). Il est le plus naturellement utilisé lorsque le modélisateur dispose d'une série chronologique, d'un panel ou d'un pseudo-panel et qu'il souhaite séparer facilement les effets de court et de long terme. Par exemple,

⁵ Même la recherche en économie aurait potentiellement un pouvoir addictif selon DEWENTER (2002). S'il est avéré, l'écriture d'une thèse constitue probablement le stock initial de capital addictif justifiant en partie l'activité ultérieure des chercheurs.

DARGAY (2004) présente un modèle dynamique expliquant le (log-) kilométrage hebdomadaire par la variable endogène retardée et une série de variables socio-économiques, à partir d'un pseudo-panel construit sur les vagues annuelles du UK Family Expenditure Survey de 1970 à 1995. Il s'agit du modèle à ajustement courant partiel suivant. Notons C_{it}^* la quantité optimale désirée de consommation à la période t définie par $C_{it}^* = S_{it}\alpha_0^* + E_{it}\alpha_1^* + \varepsilon_{it}^*$, avec E les variables économiques (prix et revenu), S l'ensemble des autres déterminants exogènes, et ε^* le terme accidentel. Le niveau de consommation courante C_{it} dans ce modèle s'écrit :

$$C_{it} = (1 - \theta)C_{it}^* + \theta C_{it-1}, \text{ pour } 0 \leq \theta < 1. \quad (18)$$

A l'équilibre, nous avons l'égalité $E(C_{it}) = E(C_{it-1}) = E(C_{it}^*)$. Hors équilibre, nous avons pour $\theta \neq 0$:

$$\begin{aligned} [E(C_{it}) - E(C_{it-1})] / (1 - \theta) &= [E(C_{it}^*) - E(C_{it-1})], \\ [E(C_{it}) - E(C_{it-1})] > 0 &\Rightarrow E(C_{it}) < E(C_{it}^*). \end{aligned} \quad (19)$$

Un changement permanent des déterminants économiques induit donc la sortie de l'équilibre et l'ajustement instantané qui suit n'est que partiel pour $\theta \neq 0$. Le retour à un nouvel équilibre ne pourra finalement être atteint qu'après plusieurs périodes. La substitution de C_{it}^* par son expression donne la spécification dynamique usuelle du modèle retardé :

$$C_{it} = \theta C_{it-1} + S_{it}\alpha_0 + E_{it}\alpha_1 + \varepsilon_{it}. \quad (20)$$

La relation qui lie les multiplicateurs d'impact instantanés (α_0, α_1) avec les multiplicateurs de long terme (α_0^*, α_1^*) est donnée par :

$$(\alpha_0, \alpha_1) = (1 - \theta) \times (\alpha_0^*, \alpha_1^*). \quad (21)$$

On remarque aisément que le modèle statique précédent est un cas particulier du modèle retardé pour une valeur de θ nulle. Plus généralement, le coefficient θ reflète la vitesse d'ajustement des comportements vers le nouvel équilibre : plus il est proche de zéro et plus ils sont rapides ; au contraire, un coefficient proche de 1 reflète un ajustement total très long.

A la moyenne de la population, on dérive les élasticités de court $e_{(C/E)}^{CT}$ et long terme $e_{(C/E)}^{LT}$ par les formules classiques :

$$e_{(C/E)}^{CT} = \alpha_1 \frac{\bar{E}_{it}}{\bar{C}_{it}}, \quad (22)$$

$$e_{(C/E)}^{LT} = \alpha_1^* \frac{\bar{E}_{it}}{\bar{C}_{it}} = \frac{\alpha_1}{(1 - \theta)} \frac{\bar{E}_{it}}{\bar{C}_{it}}. \quad (23)$$

Pour $0 < \theta < 1$, alors les valeurs d'élasticité précédentes respectent l'inégalité $|e_{(C/E)}^{CT}| < |e_{(C/E)}^{LT}|$.

1.2.2 Mesures du modèle d'addiction rationnelle

Une version de l'équation de demande du modèle d'addiction rationnelle en (10), augmentée de variables explicatives courantes est donnée par :

$$C_{it} = \theta C_{it-1} + \frac{\theta}{1 + \rho} C_{it+1} + S_{it} \alpha_0 + E_{it} \alpha_1 + \varepsilon_{it}.$$

Le prix P_t du bien addictif C est inclus dans le vecteur des variables économiques E_{it} , alors que S_{it} rassemble des facteurs explicatifs d'autre nature.

BECKER et al. (1994, p.113) déclinent les expressions de l'effet sur la consommation actuelle C_{it} induit par une variation occasionnelle ou permanente (à différents horizons) des variables explicatives exogènes, par exemple E_{it} . A l'aide des racines caractéristiques φ_1 et φ_2 calculées en (16) et (17), les valeurs d'élasticités de la demande du bien C aux variations des déterminants E , évaluées aux moyennes \bar{E}_t et \bar{C}_t , sont données par les formules suivantes :

- E1 : Elasticité de C_{it} à une variation occasionnelle non anticipée de E_{it} :

$$\alpha_1 (\theta \varphi_2)^{-1} \times (\bar{E}_t / \bar{C}_t). \quad (24)$$

- E2 : Elasticité à une variation occasionnelle non anticipée de E_{it-1} :

$$\varphi_2^{-1} \alpha_1 (\theta \varphi_2)^{-1} \times (\bar{E}_t / \bar{C}_t). \quad (25)$$

- E3 : Elasticité à une variation occasionnelle non anticipée de E_{it+1} :

$$\varphi_1 \alpha_1 (\theta \varphi_2)^{-1} \times (\bar{E}_t / \bar{C}_t). \quad (26)$$

- E4 : Elasticité à une variation occasionnelle anticipée de E_{it} :

$$\frac{\alpha_1}{(\theta(\varphi_2 - \varphi_1))} \times \frac{\bar{E}_t}{\bar{C}_t}. \quad (27)$$

- E5 : Elasticité à une variation permanente (immédiate) de E_{it} à court terme :

$$\frac{\alpha_1}{(\theta(1 - \varphi_1)\varphi_2)} \times \frac{\bar{E}_t}{\bar{C}_t}. \quad (28)$$

- E6 : Elasticité à une variation permanente (sur toutes les périodes) de E_{it} à long terme :

$$\frac{-\alpha_1}{(\theta(1-\varphi_1)(1-\varphi_2))} \times \frac{\bar{E}_t}{\bar{C}_t}. \quad (29)$$

Les élasticités (E1), (E2), (E3) expriment la sensibilité moyenne des consommations à une déviation temporaire (lors d'une seule période) et non anticipée des déterminants économiques courants, passés et futurs. L'impact sur la consommation courante d'un changement temporaire anticipé, c'est-à-dire connu de si longue date par les agents qu'ils ont eu le temps d'ajuster leur trajectoire de consommation, est calculé en (E4). L'élasticité de court terme induite par une variation permanente d'un déterminant économique⁶ (E5) calcule la sensibilité de la consommation en la période initiale du changement, alors que l'élasticité de long terme mesure cette variation après une infinité de périodes (E6).

Enfin, on remarque facilement que les élasticités issues du modèle retardé (ou d'addiction myope) sont des cas particuliers de celles du modèle d'addiction rationnelle pour $\varphi_1 = 0$. En effet, puisque les individus myopes ne tiennent pas compte du futur dans leur choix présent ($B = \theta/(1+\rho) = 0$), il vient que l'effet anticipé d'un changement économique futur n'a aucun effet sur la consommation courante et que l'élasticité calculée par (E3) est nulle. Pour la même raison, la myopie entraîne l'égalité des élasticités anticipée (E1), non anticipée (E4), et de l'élasticité de court terme d'un changement permanent (E5).

2 Modélisation et difficultés

2.1 Détail du modèle utilisé

Nous utilisons les notations suivantes pour formaliser notre modèle :

- les indices i, v, t identifiant respectivement les ménages, les automobiles, et les périodes, $i \in [1; 3010], v \in [1; 3], t \in [1999; 2001]$,
- les variables KM, CSM, PD, PE, PI renvoyant respectivement au kilométrage annuel, à la consommation moyenne de carburant pour cent kilomètres, au prix du litre de gazole, au prix du litre de supercarburant et à une moyenne pondérée de ces prix pour les voitures imprécises.
- la variable PKM , produit de l'efficacité énergétique du véhicule et du prix du carburant utilisé, calculant ainsi le prix individuel pour la consommation de cent kilomètres : $PKM_{it} = CSM_{it} \times PC_{it}$, avec PC renseignant le prix du carburant utilisé (PD ou PE ou PI).
- les variables AVD, AVE, AVI, NRA renseignant respectivement l'âge du véhicule s'il possède une motorisation diesel, essence ou imprécise, et une indicatrice si l'âge n'est pas renseigné.

⁶ Pour cette élasticité, on considère que le changement permanent est immédiat : les consommations passées sont maintenues constantes et contraignent les choix actuels et futurs de consommation.

Dans une première étape, le kilométrage annuel d'un véhicule d'un ménage équipé est modélisé en utilisant la spécification linéaire suivante :

$$KM_{ivt} = \beta_{0it} + \beta_1 PKM_{ivt} + \beta_2 AVD_{ivt} + \beta_3 AVE_{ivt} + \beta_4 AVI_{ivt} + \beta_5 NRA_{ivt} + \varepsilon_{ivt}, \quad (30)$$

avec :

$$\varepsilon_{ivt} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{ivt}^2), \quad (31)$$

où la constante du modèle β_{0it} est ici différenciée selon que le ménage est domicilié en t à Paris, en petite couronne francilienne, en grande couronne francilienne, ou en Province. L'automobilité du ménage est obtenue par la sommation des kilométrages des voitures qu'il détient. Le modèle, ainsi agrégé au niveau du ménage, devient :

$$KM_{it} = \sum_v KM_{ivt} = \beta_0 NV_{it} + \beta_1 \sum_v PKM_{ivt} + \beta_2 \sum_v AVD_{ivt} + \beta_3 \sum_v AVE_{ivt} + \beta_4 \sum_v AVI_{ivt} + \beta_5 \sum_v NRA_{ivt} + \sum_v \varepsilon_{ivt}, \quad (32)$$

avec NV_{it} , la variable du nombre de voitures en t du ménage différenciée selon sa localisation géographique. Afin de mieux tenir compte de l'hétérogénéité des ménages, la spécification linéaire précédente a été augmentée par l'introduction de variables socio-éco-démographiques des ménages suivantes (libellés entre parenthèses) :

- la valeur médiane de la tranche de revenu (REV),
- trois indicatrices d'âge du chef de famille : entre 18 et 39 ans (JU), entre 40 et 65 ans (AM), et plus de 65 ans (SE),
- le nombre d'adultes autres que le chef de ménage (NAD),
- le nombre d'actifs occupés (NAC),
- le nombre de femmes adultes (NFE),
- le nombre de permis de conduire (NP),
- le nombre de mineurs (NMI).

Enfin, le modèle inclut également comme déterminants la valeur du kilométrage annuel passé (KM_{t-1}) et futur (KM_{t+1}) selon le type de modèle d'addiction (myope ou rationnel) mis en application (section 1.1).

2.2 Biais de sélection

Les modèles visités jusqu'ici nécessitent que la variable dépendante ne soit pas censurée. Or les ménages non-motorisés déclarent une automobilité nulle, qui correspond en microéconomie à une solution dite «en coin». Les modèles classiques prenant en compte les solutions en coin des agents rendent compte d'une structure souvent non linéaire, comme les modèles Tobit (TOBIN,

1958) et de CRAGG (1971). Or, puisque nous voulons conserver la forme linéaire initiale, il nous a fallu sélectionner dans l'échantillon les ménages n'ayant aucune solution en coin pour l'année centrale d'estimation, en $t = 2000$. Le biais de sélection potentiel qui en résulte est corrigé par l'introduction de l'inverse d'un ratio de Mills, noté λ , parmi l'ensemble des régresseurs. Ce type de correction est assez usuel lorsque l'estimation d'une forme économétrique linéaire ne s'effectue que sur une catégorie ciblée d'observations (SIMMONET et ULRICH, 2001). Il s'agit d'une méthode de correction initialement proposée par HECKMAN (1979) qui repose sur le traitement d'une corrélation potentielle entre le terme d'erreur du modèle de sélection et celui du modèle de demande.

Avant son introduction dans le modèle principal (32), l'inverse du ratio de Mills est préalablement estimé en utilisant les résultats d'un modèle dichotomique probit, qui évalue pour chaque ménage la probabilité d'être équipé en l'an 2000, à partir des variables explicatives les plus descriptives du niveau d'équipement. Nous utilisons celles du nombre de permis de conduire, de zone résidentielle, et de revenu, dont les poids très significatifs sur le niveau d'équipement sont confirmés dans COLLET (2007).

TABLE 1 : Résultats du modèle de sélection

Variables	Coefficient	t-ratio
Indicatrices de la tranche d'âge du chef de famille (Référence : entre 40 et 64 ans)		
Entre 18 et 39 ans	-0.101	-0.800
Plus de 65 ans	0.223	2.190
Indicatrices de résidence du ménage (Référence : Ménage parisien)		
Ménage en petite couronne	0.677	3.810
Ménage en grande couronne	1.643	8.100
Ménage en Province	1.652	11.130
Nombre d'adultes	0.070	0.910
Nombre d'actifs occupés	0.112	1.430
Nombre de femmes	-0.363	-4.050
Nombre de mineurs	0.145	2.440
Revenu annuel (en kF)	0.217	4.910
Nombre de permis	1.503	20.220
Constante	-2.625	-12.990

Notes : vague 2000 du panel Parc Automobile 1999-2001, 3010 ménages. Estimation probit pondéré, variable dépendante : $Y_i = 1$ si le ménage est motorisé ; $Y_i = 0$ si non-motorisé.

La table 1 reproduit les résultats d'estimation du modèle de sélection de première étape, dont est issu une estimation $\hat{\lambda}_i$ de λ_i , pour chaque ménage. L'introduction de la variable $\hat{\lambda}$ parmi les facteurs explicatif constitue par ailleurs une source d'hétéroscédasticité puisqu'elle conditionne

la variance du terme résiduel de (32) aux régresseurs utilisés dans le modèle de sélection (HECKMAN, 1979)⁷. Enfin, le test de la significativité du coefficient estimé associé à $\hat{\lambda}$ constitue un test d'existence du biais de sélection.

2.3 Hétéroscédasticité

Les ménages dans notre panel n'ont pas la même importance, celle-ci est caractérisée par l'affectation d'un poids pour chacun, noté w_i . Cette pondération des observations peut être considérée sous la forme d'un schéma d'hétéroscédasticité connu de la variance des aléas quand la spécification économétrique est linéaire. Lorsque l'on dispose du vecteur des pondérations, il est pratique d'en tenir simplement compte en transformant les données selon la méthode d'AITKEN (1935), c'est-à-dire en multipliant les variables individuelles par $\sqrt{w_i}$.

Cependant, nous pressentons d'autres facteurs d'hétéroscédasticité. L'hypothèse assumant que les aléas ε_{ivt} entre voitures sont indépendants et homoscédastiques pour les ménages multi-motorisés est, semble-t-il, peu crédible. En effet, un choc négatif sur l'aléa d'une voiture d'un ménage telle une panne nécessitant son immobilisation temporaire peut induire un regain d'usage (un choc positif) sur l'aléa d'autres voitures du ménage : typiquement, cela désigne une corrélation des aléas : $\text{cov}(\varepsilon_{ivt}, \varepsilon_{iv't}) \neq 0$. Par ailleurs, les chocs aléatoires induits par des conditions particulières de circulation ou d'offre de transport public peuvent être différemment répercutés sur le kilométrage des voitures d'un ménage, mais aussi sur le kilométrage des automobiles selon le degré de motorisation du ménage ou sa zone de résidence : $\text{var}(\varepsilon_{ivt}) \neq \text{var}(\varepsilon_{i'v't})$. La construction du modèle lors de la sommation du kilométrage des véhicules en (32) est également productrice d'hétéroscédasticité, liée au niveau de motorisation des ménages. Ainsi, nous devons appliquer des méthodes d'estimation qui prennent en compte l'existence d'une forme complexe d'hétéroscédasticité.

2.4 Endogénéité

En impliquant simultanément les variables dépendantes retardée et avancée, la spécification dynamique particulière du modèle d'addiction rationnelle rend ces déterminants nécessairement endogènes, même en admettant l'hypothèse d'indépendance temporelle des erreurs individuelles⁸. De plus, BECKER (1996) insiste sur le fait que les erreurs sont vraisemblablement corrélées en série, par exemple à cause d'un effet d'hétérogénéité individuel inobservable η_i .

⁷ Bien que HECKMAN (1986) nous donne les éléments de sa correction, nous privilégierons d'autres méthodes plus pratiques et globales puisqu'il existe d'autres facteurs d'hétéroscédasticité, identifiés dans le paragraphe suivant. Par ailleurs, l'usage comme régresseur de variables estimées telles que $\hat{\lambda}$ dans une spécification a pour effet de sous-estimer les écarts-types des paramètres si leur effet est significatif : dans ce cas, une correction s'impose. Si la variable $\hat{\lambda}$ est non significative, la correction peut être ignorée.

⁸ Pour s'en rendre compte, il suffit d'écrire la formulation du modèle pour $(t-1)$ et $(t+1)$, et d'établir que les covariances entre le terme résiduel en t et ces deux variables endogènes décalées sont différentes de zéro lorsque les coefficients associés sont non nuls.

constant dans le temps : $\sum_v \varepsilon_{ivt} = \varepsilon_{it} = \eta_i + u_{it}$, qui vient renforcer la plausibilité d'une corrélation entre $KM_{it\pm 1}$ et ε_{it} . Dans ces circonstances, l'usage des moindres carrés ordinaires (MCO) conduit irrémédiablement à une estimation biaisée des paramètres, ce qui nous amène à considérer d'autres méthodes d'ajustement pour les modèles dynamiques.

2.5 Méthodes d'estimation et tests

En présence de variables explicatives endogènes dans une spécification, l'estimateur des MCO fournit des estimations biaisées des paramètres. L'usage courant dans cette situation est le recours aux estimateurs à variables instrumentales (VI). L'estimateur naturel qui se présente est celui des doubles moindres carrés ordinaires (2MCO). Cependant, si cet estimateur fournit des estimations convergentes des paramètres, il reste inefficace lorsque la variance des aléas des observations est hétéroscédastique, et l'inférence statistique est impossible. Il est dès lors nécessaire de trouver une méthode d'estimation dite « robuste ».

Si nous avons pu corriger celle liée à la pondération des observations, nous avons vu que coexistaient vraisemblablement d'autres motifs d'hétéroscédasticité. Pratiquement, il convient de s'en assurer, en testant cette hypothèse via la procédure bien connue de BREUSH et PAGAN (1979). Si la présence d'hétéroscédasticité des aléas est validée, alors la méthode (instrumentale et robuste) d'estimation par les moments généralisés (MMG) doit être adaptée⁹. Cet outil, proposé par HANSEN (1982), généralise d'autres estimateurs tels que ceux des MCO et 2MCO, et est de fait très apprécié des chercheurs appliqués. La condition de sa mise en œuvre réside dans la disposition de bons instruments, c'est-à-dire assez corrélés avec les variables explicatives endogènes et indépendants du résidu du modèle. La vérification de ces deux critères devra être examinée, tout d'abord par un test d'exogénéité des instruments (HANSEN, 1982), puis par le test de significativité des variables instrumentales sur les variables endogènes (BOUND, 1995 ; SHEA, 1997). Une annexe statistique faisant une description de ces méthodes est reportée à la fin du document. Pour un tutoriel plus détaillé, on pourra se référer à BAUM et al. (2003).

3 Données d'application et statistiques descriptives

3.1 Les données

L'enquête française « Parc Auto » constitue le matériau statistique de cette étude. Sa mise en forme annuelle est effectuée en deux fichiers distincts. Le premier fichier, dit « fichier - ménage », regroupe l'ensemble des caractéristiques des ménages répondant, et décrit notamment pour chacun sa tranche de revenus annuel, sa localisation résidentielle, et des caractéristiques de

⁹ Dans la pratique, l'hypothèse H_0 d'homoscédasticité des aléas doit être testée après une estimation par 2MCO, en utilisant la statistique de Breush-Pagan. Si l'hypothèse est acceptée, alors l'estimateur MMG donne des résultats similaires à ceux obtenus par 2MCO. Au contraire, son rejet justifie ainsi le recours à l'estimateur MMG.

ses membres (âge, sexe, permis, CSP, etc...). Le second fichier, dit « fichier - voiture », fait un descriptif de leur motorisation en détaillant jusque trois automobiles à disposition des ménages répondant. Plus particulièrement, ce fichier renseigne pour chaque véhicule son kilométrage annuel parcouru¹⁰, son âge, le carburant utilisé. Un numéro d'identifiant unique et invariable dans le temps pour chaque ménage permet un appariement exact de ces deux types de fichiers d'observations pour une année particulière, ainsi que le suivi longitudinal individuel pour les ménages répondant à plusieurs vagues d'enquête. Le modèle d'addiction rationnelle nécessite l'observation individuelle sur au moins trois périodes successives. Nous avons donc pu le caler sur le panel pondéré Parc Auto 1999-2001, dont le montage a été décrit dans COLLET (2007).

3.2 Statistiques descriptives

La constitution du panel nous a permis d'identifier 3010 ménages continûment présents dans les vagues 1999 à 2001 de l'enquête Parc Automobile. La proportion annuelle des non-motorisés est légèrement inférieure à 20%, celle des mono-motorisés se situe globalement à 50%, et celle des bi-motorisés est légèrement supérieure au quart. Les ménages tri-motorisés et davantage représentent un peu moins de 5% de l'échantillon total (table 2).

Ces proportions masquent des inégalités spatiales très fortes : plus de 60% des ménages parisiens sont non-équipés en automobile, soit une part environ deux fois plus élevée qu'en petite couronne parisienne (PC), et quatre fois plus importante qu'en grande couronne parisienne (GC) ou en Province. Ainsi, on compte en moyenne près de deux fois plus de voitures par ménage en petite couronne francilienne qu'à Paris, et près de trois fois plus en Province (table 3).

TABLE 2 : Taux de motorisation par année (pourcentages)

Année	1999	2000	2001
0 voiture	19.03	18.16	18.49
1 voiture	50.31	50.39	49.61
2 voitures	25.85	26.83	27.00
3 voitures et plus	4.80	4.62	4.91

Source : panel Parc Automobile 1999-2001.

TABLE 3 : Nombre moyen d'automobiles par ménage par zone

Année	Paris	PC	GC	Province	France
1999	0.43	0.87	1.16	1.24	1.18
2000	0.46	0.83	1.18	1.26	1.19
2001	0.45	0.85	1.14	1.27	1.20

Source : panel Parc Automobile 1999-2001.

¹⁰ Si un remplacement de voiture est intervenu en cours d'année, alors le questionnaire de l'enquête suggère d'additionner les kilométrages de l'ancienne et de la nouvelle automobile.

On dénombre 3667 automobiles décrites par les ménages panélistes en 1999, 3686 en 2000 et 3664 en 2001. Pour ces années respectives, l'âge moyen des véhicules est de 6.37, 6.77, et 6.76 ans. En fonction du carburant, nous observons que les véhicules essence sont plus âgés que les voitures diesel d'environ deux années (table 4).

TABLE 4 : Age moyen du parc par type de motorisation

Année	1999		2000		2001	
Age (en années)	Moy.	Ec-type	Moy.	Ec-type	Moy.	Ec-type
Véhicule diesel	5.19	4.01	5.52	4.28	5.48	4.38
Véhicule essence	7.22	5.70	7.50	5.86	7.56	5.99
Imprécis	7.08	5.79	6.53	5.02	6.17	4.71

Source : panel Parc Automobile 1999-2001.

Dans nos données, l'automobilité moyenne de l'ensemble des ménages accuse une diminution continue entre 1999 et 2001, passant de 15610 km à 14826 km. Similairement, la mobilité moyenne des ménages équipés évolue de 19279 km en 1999 à 18188 km en 2001, soit un retrait moyen de 1100 km environ. Là encore, de fortes disparités spatiales sont observables : celles-ci relèvent en partie des différences de taux de motorisation, mais aussi du type d'équipement automobile possédé. En 2000 par exemple, l'automobilité moyenne des ménages équipés parisiens et de petite couronne était d'environ 14500 km, celle des ménages franciliens de grande couronne était d'environ 17700 km, alors que celle des ménages provinciaux était de 19000 km. (table 5). Globalement, on observe une répartition du parc automobile entre voitures diesel et essence équivalentes en Île-de-France quelle que soit la zone : $\frac{1}{4}$ des automobiles sont à moteur diesel alors que $\frac{3}{4}$ fonctionnent aux supercarburants. Toutefois, les voitures diesel sont nettement plus représentées en Province avec une proportion d'environ $\frac{1}{3}$ de son parc. Au regard de nos données, le processus de diésélisation du parc français¹¹ décrit par HIVERT (1996a) semble plutôt prendre sa source en Province qu'en Île-de-France, où cette évolution de fond est ici moins franche (table 6). Ce phénomène est notamment explicatif de l'évolution de la consommation énergétique moyenne des automobiles puisque les voitures diesel sont plus économes que les voitures essence d'environ 0.9 litres de carburant pour cent kilomètres parcourus (table 7), ou encore, d'environ 90 grammes-équivalent-pétrole¹². On soupçonne également une amélioration temporelle de l'efficacité pour ces deux types de véhicule au long des trois années : globalement dans nos données, une automobile consommait en moyenne 7.33 litres de carburant pour cent kilomètres parcourus en 2001 contre 7.44 initialement en 1999.

¹¹ Dans notre panel, la part du diesel dans le parc total croît de 2 points par an (table 6).

¹² Soit environ 1.6% de « mieux » que la consommation énergétique des voitures essence en gep (grammes-équivalent pétrole) en 2001. Un litre de gazole équivaut à 840 gep, contre 750 gep pour un litre de supercarburant (HIVERT et al., 2006, p.42).

TABLE 5 : Automobilité des ménages équipés par zone de résidence
(en kilomètres)

Année	1999		2000		2001	
Zone	Moyenne	Ec-type	Moyenne	Ec-type	Moyenne	Ec-type
Paris	13594	9305	14498	9013	12301	10177
PC	15396	9649	14792	9924	14753	9024
GC	18377	11218	17656	10288	16408	10351
Province	19719	13033	18969	12611	18677	12889
France	19279	12759	18563	12312	18188	12575

Note : parc roulant.

Source : panel Parc Automobile pondéré 1999-2001.

TABLE 6 : Répartition dans le parc des types de motorisation par carburant et par zone
(pourcentages)

Année	Type	Paris	PC	GC	Province	France
1999	diesel	24	27	27	35	34
	essence	75	72	71	63	64
	imprécis	1	1	2	2	2
2000	diesel	24	26	26	37	36
	essence	76	74	73	61	63
	imprécis	0	0	1	1	1
2001	diesel	25	24	28	39	38
	essence	75	74	71	60	61
	imprécis	0	2	1	1	1

Source : panel Parc Automobile 1999-2001.

TABLE 7 : Evolution de la consommation de carburant par type de véhicule (en litres de
carburant pour 100 km parcourus)

Année	1999		2000		2001	
Efficacité	Moyenne	Ec-type	Moyenne	Ec-type	Moyenne	Ec-type
Véhicule diesel	6.82	1.29	6.80	1.49	6.74	1.35
Véhicule essence	7.74	1.63	7.72	1.58	7.67	1.56
Imprécis	8.52	3.02	8.14	2.90	8.55	1.52
Parc total	7.44	1.62	7.39	1.66	7.33	1.55

Source : panel Parc Automobile 1999-2001.

Le prix annuel moyen au litre des carburants a globalement augmenté entre 1999 et 2001¹³, avec un record en 2000 à la suite de l'envolée atypique du cours du baril de brut. Cette année là, un litre de gazole coûtait en moyenne 5.55 F, alors que le prix moyen à la pompe pour les supercarburants s'élevait à 7.47 F (table 8).

TABLE 8 : Evolution des prix moyens à la pompe des carburants en France par année et par type de motorisation (en Francs par litre)

Année	1999	2000	2001
Gazole	4.520	5.550	5.220
Supercarburants	6.445	7.465	7.135
Imprécis	5.803	6.827	6.497

Notes : le prix du litre de carburant pour les voitures imprécises est calculé par une moyenne pondérée des prix au litre du gazole et des supers. Le prix des supercarburants est une moyenne arithmétique des prix moyens annuels des supers sans plomb et du super. Source : Calculs INRETS (2003), à partir du Comité Professionnel Du Pétrole (CPDP), et de l'Observatoire De l'Energie.

Ces différences de prix et d'efficacité expliquent en partie l'utilisation moyenne nettement plus intensive des voitures diesel. Ainsi, une automobile diesel a parcouru en moyenne 17085 km en 2000 contre 10412 km pour une voiture essence. Entre 1999 et 2001, la tendance générale est à la baisse de ces kilométrages moyens, les voitures diesel parcourant environ 1600 km de moins, contre 840 km pour les voitures essence (table 9).

TABLE 9 : Kilométrage annuel moyen des automobiles par type de motorisation

Année	1999		2000		2001	
Kilométrage (en km)	Moyenne	Ec-type	Moyenne	Ec-type	Moyenne	Ec-type
Diesel	17786	9014	17085	9099	16187	8662
Essence	11001	6564	10412	6138	10157	6172
Imprécis et autres	13274	8273	13913	8947	13063	8208
Parc total	13381	8184	12899	8038	12477	7826

Note : parc roulant. Source : panel Parc Automobile 1999-2001.

Enfin, l'ensemble des moyennes pour les autres variables d'intérêt et relatives aux ménages pour cette étude sont synthétisées dans la table 10. La table 11, qui reporte les consommations

¹³Rappelons qu'avant la mise en circulation de l'Euro (€) en France au début de l'année 2002, les prix étaient libellés en Francs (F).

moyennes de carburants et les kilométrages moyens en 2000 par automobile¹⁴ selon le double critère du type de motorisation et de la zone résidentielle du ménage, servira le calcul des élasticités au prix des carburants dans une prochaine section.

TABLE 10 : Statistiques descriptives des caractéristiques des ménages

Année	1999		2000		2001	
Variable	Moyenne	Ec-type	Moyenne	Ec-type	Moyenne	Ec-type
Nombre d'automobiles	1.18	0.82	1.19	0.80	1.20	0.82
Nombre d'adultes	1.86	0.74	1.86	0.74	1.87	0.75
Nombre d'actifs occupés	1.00	0.85	0.98	0.85	0.98	0.86
Nombre de femmes adultes	0.98	0.48	0.98	0.48	0.98	0.48
Nombre de mineurs	0.52	0.93	0.50	0.91	0.49	0.90
Nombre de permis	1.55	0.82	1.56	0.81	1.57	0.81
Revenu du ménage (kF)	151.38	89.75	156.24	91.51	162.06	94.27
Chef du ménage âgé de :						
moins de 40 ans (%)	0.34	0.47	0.31	0.46	0.29	0.45
40 à 60 ans (%)	0.42	0.49	0.42	0.49	0.42	0.49
plus de 60 ans (%)	0.24	0.43	0.27	0.44	0.29	0.45
Répartition résidentielle :						
Paris (%)	0.05	0.22	0.05	0.22	0.05	0.22
Petite Couronne Francilienne (%)	0.06	0.24	0.06	0.24	0.06	0.24
Grande Couronne Francilienne (%)	0.07	0.25	0.07	0.25	0.07	0.25
Province (%)	0.82	0.38	0.82	0.38	0.82	0.38
Automobilité (km) (ménages motorisés uniquement)	19279	12759	18563	12313	18189	12576
Automobilité (km) (tous les ménages)	15610	13752	15193	13240	14826	13371

Source : panel Parc Automobile 1999-2001.

¹⁴ Exceptés les kilométrages imputés, rappelons que les variables du kilométrage annuel et de la consommation des voitures sont renseignées et de façon uniquement déclarative.

TABLE 11 : Kilométrages moyens et consommations moyennes des automobiles, selon le type de véhicule et la zone de résidence en 2000

Zone géographique	Type de carburant	Kilométrage annuel moyen des automobiles (en km)	Consommation moyenne des automobiles (en litres/100 km)
Province	Gazole	17087	6.79
	Supers	10358	7.65
Grande couronne	Gazole	17041	6.73
	Supers	11421	7.84
Petite couronne	Gazole	16278	7.07
	Supers	10020	8.30
Paris	Gazole	19086	6.89
	Supers	9726	8.27
France entière	Gazole	17085	6.80
	Supers	10412	7.72

Note : parc roulant. Source : panel pondéré Parc Automobile 1999-2001.

4 Résultats

Les résultats d'estimation des modèles de demande visités dans ce papier sont reportés en table 12. Nous allons tout d'abord faire l'examen de leurs propriétés générales avant d'aborder l'interprétation économique, les mesures d'élasticité aux prix et au revenu, puis les effets marginaux induits par une modification exogène de déterminants.

TABLE 12 : Estimations des modèles statiques et dynamiques de la demande de kilomètres (addiction myope et rationnelle). Variable dépendante : automobilité du ménage en 2000 ($KM_{t=2000}$)

Variable	i - Statique (MCO robuste)	ii - Addiction myope (MCO robuste)	iii - Addiction rationnelle (MCO robuste)	iv - Addiction myope (MMG)	v - Addiction rationnelle (MMG)
KM_{t-1}	-	0.452 (13.85)	0.305 (9.45)	0.307 (3.41)	0.346 (4.20)
KM_{t+1}	-	-	0.391 (12.73)	-	0.295 (3.98)
REV	17.79 (4.23)	10.23 (2.70)	4.52 (1.43)	13.32 (3.98)	7.07 (2.16)
$NV_{(\text{province})}$	16648.04 (14.08)	8262.89 (7.98)	5116.39 (5.53)	11038.71 (5.56)	6189.06 (2.96)
$NV_{(\text{IDF-GC})}$	16150.22 (12.27)	7992.72 (6.87)	5203.99 (4.94)	10810.79 (5.50)	6310.44 (3.08)
$NV_{(\text{IDF-PC})}$	13782.60 (9.93)	6391.53 (4.83)	4194.43 (3.46)	8540.45 (4.46)	4888.76 (2.63)
$NV_{(\text{IDF-Paris})}$	12932.08 (7.22)	6750.86 (4.19)	4655.87 (3.25)	8813.36 (4.45)	5514.74 (2.94)
$\sum_v PKM_v$	-86.59 (-4.57)	-37.98 (-2.06)	-20.82 (-1.22)	-55.29 (-3.04)	-34.04 (-1.98)
$\sum_v AVD_v$	-54.82 (-0.65)	18.17 (0.21)	36.07 (0.40)	-24.75 (-0.34)	-12.39 (-0.18)
$\sum_v AVE_v$	-293.90 (-6.87)	-149.21 (-4.17)	-82.82 (-2.59)	-191.68 (-4.04)	-104.054 (-2.28)
$\sum_v AVI_v$	-176.05 (-1.34)	-55.83 (-0.49)	-105.92 (-0.95)	-57.04 (-0.46)	-30.2560 (-0.28)
$\sum_v NRA_v$	-3920.08 (-5.62)	-1727.34 (-2.86)	-990.12 (-1.88)	-2439.82 (-3.20)	-1112.06 (-1.53)
NP	2686.86 (3.09)	1653.09 (2.14)	1238.23 (1.99)	2138.45 (3.13)	1324.65 (2.16)
NAD	1156.27 (1.98)	1082.01 (1.98)	810.40 (1.71)	510.27 (1.01)	409.90 (0.96)

Variable (suite)	Statique (MCO robuste)	Addiction myope (MCO robuste)	Addiction rationnelle (MCO robuste)	Addiction myope (MMG)	Addiction rationnelle (MMG)
<i>NAC</i>	1227.27 (3.39)	275.10 (0.79)	-5.04 (-0.02)	815.36 (2.07)	286.32 (0.76)
<i>NFE</i>	-2668.04 (-3.89)	-1477.33 (-2.56)	-954.96 (-2.06)	-2041.94 (-3.34)	-1158.26 (-2.16)
<i>NMI</i>	-322.17 (-1.00)	-357.72 (-1.14)	-470.60 (-1.59)	-174.637 (-0.61)	-297.28 (-1.16)
<i>AM</i>	-1634.10 (-2.36)	-1921.60 (-2.94)	-1628.90 (-2.61)	-1617.14 (-2.64)	-1376.77 (-2.51)
<i>SE</i>	-3644.43 (-4.60)	-2966.92 (-3.92)	-1805.55 (-2.54)	-2648.16 (-3.68)	-1608.01 (-2.34)
$\hat{\lambda}$	2751.41 (1.43)	1784.89 (1.03)	1487.93 (1.06)	2430.34 (1.71)	1555.84 (1.26)
constante	-1820.72 (-0.97)	-1225.91 (-0.74)	-1459.53 (-1.10)	-1210.78 (-0.90)	-954.01 (-0.85)
ρ	—	∞	-22.02%	∞	17.04%
R^2	0.84	0.88	0.90	0.87	0.90
Fisher (p-valeur)	F(18, 2612) : 66.6 (0.00)	F(19, 2611) : 94.5 (0.00)	F(20, 2610) : 133.8 (0.00)	F(19, 2611) : 82.6 (0.00)	F(20, 2610) : 115.5 (0.00)
Breuch-Pagan (p-valeur)	χ^2 (18) : 653.5 (0.00)	χ^2 (19) : 865.4 (0.00)	χ^2 (20) : 788.5 (0.00)	χ^2 (40) : 777.0 (0.00)	χ^2 (40) : 878.8 (0.00)
Hansen (p-valeur)	—	—	—	χ^2 (21) : 30.46 (0.08)	χ^2 (20) : 23.22 (0.28)
Bound (p-valeur)	—	—	—	F(22, 2590) KMt-1 : 3.80 (0.00)	F(22, 2590) KMt-1 : 3.80 (0.00) KMt+1 : 4.51 (0.00)

Notes : 2631 observations, 11 instruments exclus pour 1999, 11 pour 2001, 19 instruments inclus dans la régression, dont une constante et le lambda d'Heckman. Les estimateurs sont robustes à l'hétéroscédasticité. T-ratios des paramètres entre parenthèses. La statistique de Breush-Pagan est calculée à partir des résidus d'estimation de méthodes inefficaces (MCO et 2MCO) pour évaluer la pertinence de l'usage d'estimateurs robustes. Les valeurs des R^2 de Bound et de Shea (non reportées, mais disponibles sur demande) sont très proches pour le modèle d'addiction rationnelle estimé par MMG (colonne v).

4.1 Qualité des modèles et tests

Tous les modèles présentent une bonne qualité d'ajustement, avec un coefficient de détermination (R^2) compris entre 0.84 et 0.90. Ainsi, le F-test de significativité jointe de l'ensemble des régresseurs utilisés dans chacun confirme leur pouvoir explicatif sur l'automobilité des ménages. Pour les modèles estimés par MCO, la statistique de Breush-Pagan conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des aléas entre ménages. La correction des écarts-types d'estimation est effectuée à l'aide de la matrice « sandwich » de Eicker-White (WHITE, 1980). La statistique de Breush-Pagan suivant une estimation des modèles rationnels par 2MCO rejette également l'hypothèse d'homoscédasticité, justifiant ainsi le recours à l'estimateur robuste MMG comme technique de variable instrumentale.

Pour les modèles d'addiction, les instruments utilisés dans la mise en application de l'estimateur MMG sont l'ensemble des variables exogènes du modèle estimé (instruments inclus) et l'ensemble des caractéristiques des ménages augmenté des indicatrices de leur localisation, à la période passée et future. Le test de Hansen¹⁵ conduit à accepter, dans les deux modèles d'addiction estimés par MMG, l'hypothèse nulle d'orthogonalité entre les résidus d'estimation et les instruments. Par ailleurs, les tests de Bound et de Shea acceptent l'hypothèse alternative de significativité jointe des instruments exclus sur les variables explicatives endogènes lorsque l'effet des instruments inclus est « neutralisé ». Les instruments exclus possèdent donc les bonnes propriétés pour être utilisés : ils sont significativement influents sur les variables endogènes¹⁶, tout en restant indépendants du résidu d'estimation. L'usage des prix passés et futurs pour instrumenter les consommations passées et futures des agents, possibilité suggérée par BECKER (1996), avait pour effet de dégrader sérieusement les tests d'indépendance de Hansen : ils n'ont donc pas été utilisés.

4.2 Biais de sélection ?

Dans un premier temps, tous les modèles s'accordent à rejeter l'hypothèse de significativité du terme de correction λ , les t-ratio présentés étant largement inférieur à 1.96. Il n'existerait donc pas de déterminants inobservables régissant à la fois la décision d'équipement et l'intensité d'usage des automobiles.

¹⁵ Dans leur très bon tutoriel sur les méthodes à base de variables instrumentales, BAUM et al. (2003) estiment que « *this test ... should be performed as a standard diagnostic in any overidentified instrumental variables estimation* », en accord avec l'opinion de Sargan (reprise dans ce tutoriel), pour qui présenter des résultats dans ce contexte sans tester l'hypothèse d'indépendance est une « fraude pieuse ».

¹⁶ Mais peut être pas suffisamment : STAIGER et STOCK (1997) (cités par BAUM et al., 2003) ont par notamment montré que de faibles instruments peuvent aussi conduire à une significativité du F-test de Bound.

4.3 Addiction et taux de préférence intertemporel

Alors que les estimations MCO et MMG semblent accréditer l'hypothèse d'un comportement addictif de l'usage de l'automobile aux dépens du modèle statique, c'est le modèle d'addiction rationnelle qui semble le plus pertinent pour décrire le type de dépendance des ménages à la voiture.

Quelle que soit la méthode utilisée en effet, les modèles myopes confirment l'influence significative du kilométrage passé pour déterminer le kilométrage courant des ménages, validant ainsi l'hypothèse d'une dynamique temporelle de l'usage de l'automobile. Les modèles rationnels rejettent unanimement la myopie des comportements par une significativité du coefficient de la variable endogène avancée : selon l'interprétation de BECKER et al. (1994), les ménages auraient donc conscience des effets futurs de leur consommation actuelle et en tiendraient compte dans leurs choix courants. Cependant, l'estimation du modèle MCO conduit à un taux de préférence intertemporel peu plausible de -22%. Celles non biaisées issues du modèle MMG révèlent un taux beaucoup plus crédible de 17% : à cet égard, notre étude privilégie l'exploitation des résultats de ce modèle

4.4 Elasticités prix

Même si les coefficients estimés des prix pour 100 kilomètres de carburant consommés sont de signe attendus, négatifs, leur significativité diffère entre les modèles. L'effet prix est particulièrement significatif pour les modèles statique et d'addiction myope quelle que soit la méthode d'estimation, alors que celui du modèle d'addiction rationnelle estimé par MCO présente un faible t-ratio qui dégrade sa probabilité d'être en deçà de zéro à 89%. Toutefois, ce dernier modèle estimé par MMG présente un coefficient prix significatif au seuil d'erreur à 5%, malgré un t-ratio légèrement inférieur à 2 (-1.98). Les sensibilités estimées du kilométrage au prix, à court et long terme, et pour l'ensemble des modèles sont reportées dans la table 13. On remarque globalement que les élasticités des modèles estimés par MCO sont inférieures à celles obtenues par MMG.

TABLE 13 : Elasticités au prix du kilomètre de court et long terme

Elasticités – prix	Statique (MCO)	Addiction myope (MCO)	Addiction rationnelle (MCO)	Addiction myope (MMG)	Addiction rationnelle (MMG)
Court terme	-0.34 [-0.46;-0.22]	-0.14 [-0.27;-0.03]	-0.17 [-0.44; 0.05]	-0.22 [-0.34;-0.10]	-0.23 [-0.41;-0.05]
Long terme	-0.34 [-0.46;-0.22]	-0.27 [-0.50;-0.06]	-0.27 [-0.71; 0.07]	-0.31 [-0.47; -0.16]	-0.37 [-0.72;-0.08]

Notes : élasticités évaluées au ménage moyen, à partir des estimations de la table 12. Intervalles de confiance à 95% calculés par bootstrap paramétrique.

La table 14 détaille pour chaque zone géographique l'ensemble des sensibilités au prix du kilomètre à partir du modèle d'addiction rationnelle estimé par MMG : l'élasticité de court terme d'une augmentation permanente s'échelonne d'environ -0.23 en Province et en grande couronne, jusque -0.27 à Paris et en petite couronne francilienne. A long terme, les élasticités respectives sont estimées à -0.38 et à -0.44. Pour une variation accidentelle et non anticipée du prix courant, les valeurs d'élasticité pour ces zones sont respectivement d'environ -0.15 et -0.18 (-0.18 et -0.20 si elle est anticipée). Les élasticités aux variations du prix passé et du prix futur s'établissent environ à -0.06 pour toutes les zones.

TABLE 14 : Elasticités au prix du kilomètre par zone de résidence

Elasticités - prix	France entière	Province	GC	PC	Paris
Occasionnel					
passé non anticipé	-0.059 [-0.070;-0.046]	-0.058 [-0.068;-0.047]	-0.063 [-0.065;-0.050]	-0.072 [-0.076;-0.061]	-0.070 [-0.077;-0.056]
courant, non anticipé	-0.150 [-0.264;-0.026]	-0.148 [-0.268;-0.031]	-0.161 [-0.288;-0.029]	-0.183 [-0.330;-0.028]	-0.178 [-0.322;-0.034]
futur non anticipé	-0.050 [-0.055;-0.040]	-0.049 [-0.051;-0.040]	-0.054 [-0.056;-0.043]	-0.061 [-0.066;-0.049]	-0.059 [-0.063;-0.049]
anticipé	-0.173 [-0.297;-0.033]	-0.170 [-0.301;-0.038]	-0.185 [-0.324;-0.037]	-0.211 [-0.369;-0.035]	-0.205 [-0.359;-0.041]
Permanent					
court terme	-0.225 [-0.415;-0.050]	-0.222 [-0.402;-0.040]	-0.242 [-0.434;-0.048]	-0.275 [-0.502;-0.047]	-0.268 [-0.486;-0.055]
long terme	-0.370 [-0.718;-0.099]	-0.365 [-0.696;-0.094]	-0.397 [-0.759;-0.090]	-0.451 [-0.854;-0.086]	-0.439 [-0.861;-0.094]

Notes : élasticités évaluées au ménage moyen de chaque zone, à partir de l'estimation MMG du modèle d'addiction rationnelle de la table 12. Intervalles de confiance à 95% calculés par bootstrap paramétrique. PC (GC) pour petite (grande) couronne francilienne.

En niveau, une augmentation permanente de 1 Franc du prix pour effectuer cent kilomètres s'accompagne d'une diminution du kilométrage annuel estimée à 58 km par automobile dans le court terme, et à 95 km à long terme (table 19). La table 11 qui reporte les consommations moyennes de carburant et les kilométrages moyens par type de véhicule (essence ou diesel) et par zone permet de mesurer l'effet d'une variation du prix des carburants à la pompe sur le kilométrage des automobiles, et d'en dériver des élasticités¹⁷ du kilométrage automobile aux prix du gazole et de l'essence (table 15).

¹⁷ Exemple de lecture : la consommation moyenne de carburant pour un véhicule diesel en 2000 était de 6.80 litres de gazole pour cent kilomètres parcourus. L'augmentation de 1 Franc du prix du gazole entraîne donc

TABLE 15 : Elasticités au prix des carburants par zone géographique.

Elasticités– prix	Carbu- rant	France entière	Province	GC	PC	Paris
Occasionnel						
passé non anticipé	<i>gazole</i>	-0.033 [-0.036;-0.028]	-0.033 [-0.035;-0.027]	-0.033 [-0.035;-0.027]	-0.036 [-0.038;-0.030]	-0.030 [-0.032;-0.025]
	<i>supers</i>	-0.083 [-0.087;-0.068]	-0.083 [-0.088;-0.067]	-0.077 [-0.083;-0.064]	-0.093 [-0.098;-0.076]	-0.095 [-0.101;-0.078]
courant non anticipé	<i>gazole</i>	-0.085 [-0.096;-0.076]	-0.085 [-0.095;-0.076]	-0.084 [-0.095;-0.076]	-0.093 [-0.104;-0.084]	-0.077 [-0.086;-0.068]
	<i>supers</i>	-0.213 [-0.236;-0.193]	-0.212 [-0.236;-0.191]	-0.197 [-0.220;-0.179]	-0.238 [-0.265;-0.217]	-0.244 [-0.272;-0.221]
futur non anticipé	<i>gazole</i>	-0.028 [-0.030;-0.024]	-0.028 [-0.030;-0.023]	-0.028 [-0.030;-0.024]	-0.031 [-0.033;-0.025]	-0.026 [-0.027;-0.021]
	<i>supers</i>	-0.071 [-0.075;-0.059]	-0.071 [-0.075;-0.058]	-0.066 [-0.070;-0.055]	-0.079 [-0.084;-0.065]	-0.081 [-0.087;-0.067]
anticipé	<i>gazole</i>	-0.098 [-0.125;-0.084]	-0.098 [-0.125;-0.084]	-0.097 [-0.123;-0.084]	-0.107 [-0.137;-0.092]	-0.089 [-0.115;-0.076]
	<i>supers</i>	-0.245 [-0.314;-0.210]	-0.244 [-0.310;-0.210]	-0.227 [-0.292;-0.197]	-0.273 [-0.353;-0.237]	-0.281 [-0.365;-0.242]
Permanent						
court terme	<i>gazole</i>	-0.128 [-0.188;-0.100]	-0.127 [-0.185;-0.100]	-0.127 [-0.184;-0.099]	-0.139 [-0.203;-0.109]	-0.116 [-0.169;-0.091]
	<i>supers</i>	-0.319 [-0.461;-0.251]	-0.318 [-0.463;-0.252]	-0.296 [-0.435;-0.232]	-0.357 [-0.530;-0.279]	-0.366 [-0.546;-0.289]
long terme	<i>gazole</i>	-0.209 [-0.404;-0.144]	-0.209 [-0.415;-0.142]	-0.208 [-0.389;-0.143]	-0.228 [-0.439;-0.156]	-0.190 [-0.372;-0.129]
	<i>supers</i>	-0.524 [-1.029;-0.358]	-0.522 [-1.028;-0.357]	-0.485 [-0.956;-0.338]	-0.586 [-1.154;-0.400]	-0.601 [-1.192;-0.413]

Notes : élasticités évaluées aux automobiles moyennes de chaque zone en 2000 (table 11), à partir de l'estimation MMG du modèle d'addiction rationnelle de la table 12, et du prix des carburants de la table 8 (voir note 17). Intervalles de confiance à 95% calculés par bootstrap paramétrique.

Il en résulte assez logiquement que les élasticités du kilométrage annuel au prix du gazole sont toujours de plus faible amplitude que celles au prix des supercarburants, le rapport des sensibilités se situant globalement autour de 2.5. Plus en détail, la sensibilité de court terme à une augmentation permanente du prix des supercarburants est estimée à -0.31 pour les voitures des

une augmentation de 6.80 Francs pour effectuer cette distance. La même année, le kilométrage moyen pour ce type de véhicule est de 17085 kilomètres, et le prix du litre de gazole est de 5.55 francs. De plus, l'effet marginal de long terme du prix est estimé à -95 kilomètres. L'élasticité de long terme du kilométrage au prix de cent kilomètres résulte finalement du calcul : $(-95 \times 6.80) \times (5.55 / 17085) = -0.209$.

ménages provinciaux et celles de grande couronne francilienne, et à -0.36 pour les automobiles parisiennes et de petite couronne. Pour ces deux zones, les sensibilités à long terme sont respectivement de -0.50 et -0.59. Concernant l'usage du parc des voitures diesel, l'élasticité au prix du gazole sur leur kilométrage tombe à -0.13 environ à court terme quelle que soit la zone de résidence, et se situe dans le long terme à environ -0.21 pour la grande couronne francilienne et la Province, à -0.19 à Paris, et -0.23 en petite couronne d'Île-de-France. Concernant les changements temporaires de prix, les sensibilités à la variation non anticipée du prix courant du gazole se situent globalement autour de -0.08, alors que celles relatives au prix des supercarburants s'échelonnent de -0.20 en grande couronne francilienne jusque -0.24 à Paris et en petite couronne. Lorsque la variation de prix est anticipée, les élasticités au prix du gazole sont proches de -0.10 sur l'ensemble des zones, et les élasticités au prix des supercarburants varient de -0.28 pour une voiture essence à Paris à -0.23 en grande couronne. Enfin, les sensibilités aux variations de prix passés et futurs non anticipées sont relativement stables quelle que soit la zone géographique : autour de -0.03 pour le gazole et de -0.08 pour les supercarburants.

4.5 Élasticités au revenu

Les coefficients estimés associés à la variable de revenu du ménage présentent des caractéristiques similaires à ceux des prix : ils sont globalement significatifs et de signe attendu (positif). C'est particulièrement le cas pour l'ensemble des modèles d'addiction myope et statique. Dans le modèle d'addiction rationnelle, la significativité du coefficient tombe à 85% lorsqu'il est estimé par MCO, mais reste bien établie à 98% lorsqu'il est estimé par MMG. Pour ce dernier modèle, l'effet *ceteris paribus* d'une augmentation permanente du revenu annuel de 1000 F est une augmentation significative du kilométrage du ménage de 12 km à court terme et de 20 km à long terme (table 19). Pour chaque modèle, la table 16 reporte les élasticités de l'automobilité des ménages à leur revenu. Globalement sur l'ensemble des modèles, celles ci s'établissent aux environs de +0.10 à court terme, et aux alentours de +0.15 à long terme.

A partir des paramètres du modèle rationnel estimés par MMG, la table 17 isole ces sensibilités en fonction de la zone de résidence : l'élasticité de l'automobilité des ménages à leur revenu est à court terme de +0.09 en Province jusque +0.18 à Paris, et de +0.15 jusque +0.30 à long terme. Lorsque le revenu courant augmente de façon exceptionnelle et non anticipée, l'élasticité de la mobilité varie de +0.06 à +0.12 de la Province jusque Paris, alors que la sensibilité estimée pour un accroissement de revenu exceptionnel anticipé varie de +0.07 à +0.14. Avec des mesures d'élasticité au revenu systématiquement comprises entre 0 et 1 quel que soit l'horizon, une croissance de revenu entraîne une augmentation proportionnellement moindre de l'automobilité des ménages, classant le bien kilomètre dans la catégorie des biens normaux nécessaires (VARIAN, 1995, p.120).

TABLE 16 : Elasticités au revenu de court et long terme des modèles

Elasticités – revenu	Statique (MCO)	Addiction myope (MCO)	Addiction rationnelle (MCO)	Addiction myope (MMG)	Addiction rationnelle (MMG)
Court terme	0.15 [0.09 ; 0.21]	0.09 [0.04 ; 0.14]	0.08 [-0.01 ; 0.18]	0.11 [0.06 ; 0.16]	0.10 [0.03 ; 0.16]
Long terme	0.15 [0.09 ; 0.21]	0.16 [0.06 ; 0.26]	0.13 [-0.02 ; 0.29]	0.16 [0.09 ; 0.23]	0.16 [0.06 ; 0.29]

Notes : élasticités évaluées au ménage moyen, à partir des estimations de la table 12. Intervalles de confiance à 95% calculés par bootstrap paramétrique.

TABLE 17 : Elasticités au revenu par zone de résidence

Elasticités – revenu	France entière	Province	GC	PC	Paris
Occasionnel					
passé non anticipé	0.026 [0.021 ; 0.027]	0.024 [0.019 ; 0.026]	0.035 [0.028 ; 0.036]	0.043 [0.034 ; 0.044]	0.048 [0.039 ; 0.050]
courant, non anticipé	0.067 [0.020 ; 0.111]	0.061 [0.017 ; 0.104]	0.089 [0.020 ; 0.151]	0.110 [0.029 ; 0.184]	0.123 [0.030 ; 0.208]
futur non anticipé	0.022 [0.018 ; 0.024]	0.020 [0.016 ; 0.022]	0.030 [0.023 ; 0.031]	0.037 [0.029 ; 0.039]	0.041 [0.033 ; 0.043]
anticipé	0.077 [0.025 ; 0.124]	0.070 [0.021 ; 0.115]	0.102 [0.025 ; 0.168]	0.126 [0.035 ; 0.205]	0.141 [0.038 ; 0.230]
Permanent					
court terme	0.100 [0.033 ; 0.164]	0.092 [0.029 ; 0.150]	0.133 [0.035 ; 0.218]	0.165 [0.049 ; 0.273]	0.185 [0.050 ; 0.304]
long terme	0.164 [0.060 ; 0.291]	0.151 [0.052 ; 0.258]	0.218 [0.064 ; 0.384]	0.270 [0.091 ; 0.469]	0.303 [0.098 ; 0.533]

Notes : élasticités évaluées au ménage moyen de chaque zone, à partir de l'estimation MMG du modèle d'addiction rationnelle de la table 12. Intervalles de confiance à 95% calculés par bootstrap paramétrique.

4.6 Effet de la localisation des ménages

Tous les modèles suggèrent la proximité, toutes choses égales par ailleurs, de l'automobilité des ménages de grande couronne francilienne et des ménages provinciaux : les tests d'égalité des paramètres du nombre d'automobiles dans ces zones sont systématiquement acceptés au seuil d'erreur à 5%. Même si on observe régulièrement dans les modèles de la table 12 que le kilométrage estimé d'une voiture parisienne est supérieur à celui estimé pour une voiture de petite couronne, tous réfutent l'hypothèse d'une différence significative entre ceux-ci. Néanmoins, les modèles estimés par MMG acceptent l'hypothèse d'une différence de kilométrage, *ceteris paribus*,

entre une automobile de petite couronne et une autre de grande couronne. Ainsi, la frontière des comportements d'usage de l'automobile semble géographiquement se situer entre les deux couronnes de l'Île-de-France.

4.7 Effet du déménagement des ménages

La table 18 reporte les simulations symétriques de l'effet *ceteris paribus* d'un déménagement des ménages sur le kilométrage individuel de leurs voitures. A long terme, un ménage originaire de Province qui s'installe en grande couronne francilienne augmente en moyenne le kilométrage de chacune de ses voitures de 338 km, alors qu'il le diminue de 1877 ou de 3619 km selon qu'il va s'installer à Paris ou en petite couronne francilienne. Toutes autres choses égales, la relocalisation d'un ménage francilien de la grande vers la petite couronne s'accompagne d'une diminution de 3957 km par voiture, et de 2215 km si sa destination est Paris. Enfin, un ménage parisien s'installant en petite couronne diminue le kilométrage de chacune de ses automobiles de 1742 km.

TABLE 18 : Effets à long terme d'un changement de zone résidentielle : Variation du kilométrage par automobile (en kilomètres)

Origine	Province	GC	PC	Paris
Destination				
Province	0	-338 [-3077 ; 1758]	3619 [1129 ; 6446]	1877 [-3885 ; 5624]
GC		0	3957 [1198 ; 8004]	2215 [-3619 ; 6391]
PC			0	-1742 [-8048 ; 1802]
Paris	<i>symétrique opposé</i>			0

Note : intervalles de confiance à 95% calculés par bootstrap paramétrique. Evaluations à partir du modèle d'addiction rationnelle estimé par MMG (table 2.12).

Même si elle n'est pas statistiquement significative, l'utilisation plus intensive de la voiture chez les Parisiens que chez les Franciliens de petite couronne pourrait s'expliquer par une distance plus importante les séparant d'activités situées en des zones qui rendent incontournable l'usage automobile, (par exemple, moins bien desservies en transports publics : en grande couronne ou en Province). Néanmoins, il faut remarquer que le déménagement d'un ménage le conduit significativement à reconsidérer son taux d'équipement : sur les mêmes données, nous montrerons dans COLLET (2007) l'effet très significatif du lieu de résidence d'un ménage sur son état de

motorisation. Pour compléter cette analyse, le paragraphe 4.10 traite de l'effet sur l'automobilité des ménages induit par un changement de son niveau d'équipement.

4.8 Effet du vieillissement du parc automobile

L'impact de l'âge des véhicules sur leur utilisation est très différent selon le carburant utilisé. Tous les modèles révèlent un effet très significatif et négatif lorsque la voiture est à moteur essence, alors qu'il est statistiquement inexistant pour les voitures diesel¹⁸. Théoriquement dans le modèle d'addiction rationnelle, l'effet du vieillissement des automobiles ne pourrait pas être considéré comme une « surprise » non anticipée permanente : puisque l'agent a pleinement conscience du vieillissement de son parc automobile avec les années, nous posons que l'effet d'une année additionnelle de l'âge d'une automobile est celui du long terme dès le court terme¹⁹. De plus, l'effet de court terme d'un changement permanent et renouvelé (comme ici les effets d'âge) à chaque période peut raisonnablement s'approximer par l'effet d'un changement permanent à long terme²⁰. Le modèle estimé par MMG évalue à environ 300 km la réduction du kilométrage par voiture essence chaque année contre seulement une diminution annuelle de 35 km (non significative) pour les voitures à moteur diesel (table 19).

4.9 Effet des variables socio-démographiques du ménage

La position dans le cycle de vie du ménage est un déterminant explicatif de sa mobilité. Notamment, ceux dont le chef de famille est âgé de 18 à 39 ans « roulent » statistiquement plus que leurs aînés. En revanche, même si les ménages dont le chef est âgé de plus de 60 ans semblent avoir un usage moins important de la voiture que ceux dont le chef est âgé d'entre 40 et 60 ans, les modèles d'addiction rationnelle aboutissent à une différence non significative de l'automobilité entre ces deux catégories. A partir de ce modèle estimé par MMG, nous observons les effets du vieillissement du chef de famille. Le passage de la classe des « jeunes » à celle des « âges moyens » s'accompagne à long terme²¹ d'une diminution significative du kilométrage d'environ

¹⁸ D'ailleurs réputées pour être bien plus robustes dans le temps que les voitures essence.

¹⁹ L'effet permanent de court terme est dans le modèle d'addiction rationnelle un effet de pure « surprise », alors que l'effet de long terme permanent calcule la variation totale induite par le changement permanent lorsque l'effet de surprise a été dissipé dans le temps.

²⁰ Par exemple, considérons un cas discret où l'effet sur une variable Y d'un changement permanent de X est une variation de +1 pendant 3 ans, puis nulle ensuite. L'effet de long terme de ce changement permanent est donc +3. Si ce changement permanent est renouvelé de période en période, alors les effets cumulés sur une période donnent également +3 lorsque l'effet de long terme de la variation initiale est atteint (ici après 3 ans). Dans le cas continu, l'effet permanent de long terme peut ainsi approximer l'effet de court terme permanent cumulé.

²¹ L'effet du changement de catégorie d'âge du chef de famille est difficilement interprétable à court terme puisque son vieillissement ne peut, là non plus, être pour lui une surprise non anticipée d'une part, et d'autre part puisque cet effet s'effectue vraisemblablement en continu avec les années (et non par paliers de tranches d'âges).

3650 km en moyenne, et de 650 km seulement (non significative) lorsque le passage s'effectue depuis cette classe d'âge intermédiaire vers celle des plus âgés.

TABLE 19 : Effets marginaux à court et long terme d'un changement permanent de déterminants sur l'automobilité des ménages (en kilomètres).

Horizon	Court terme	Long terme
Effet de l'ajout dans le ménage...		
...d'un permis de conduire	+2247 [645;3925]	+3687 [1109;7236]
...d'un adulte	+695 [-447;2074]	+1141 [-741; 4081]
...d'un actif occupé	+486 [-724;1468]	+797 [-1521;2214]
...d'une femme	-1965 [-3353;-571]	-3224 [-5879;-1070]
...d'un mineur	-504 [-1405;198]	-828 [-2763;341]
Effet du changement de tranche d'âge du chef de famille		
De (18-39 ans) vers (40-64 ans)	-2336 [-5036;-691]	-3832 [-10351;-1088]
De (40 -64 ans) vers (plus de 64 ans)	-392 [-1826;940]	-644 [-2995;1864]
Effet de l'augmentation ...		
... de 1000 Francs de revenu annuel	+12 [03;19]	+20 [06;34]
... de 1 Franc des prix de 100 kilomètres	-58 [-103;-12]	-95 [-182;-21]
Effet du vieillissement d'un an ...		
... d'un véhicule essence	-290 [-456;-122]	
... d'un véhicule diesel	-35 [-401;350]	

Notes : évaluations à partir de l'estimation MMG du modèle d'addiction rationnelle de la table 12. Intervalles de confiance à 95% calculés par bootstrap paramétrique.

L'effet d'un permis de conduire additionnel dans un ménage conduit globalement à une augmentation significative de son usage de la voiture (+2247 km à court terme, +3687 km à long terme), alors que la présence d'une femme adulte plutôt qu'un homme tend à la diminuer significativement (-3224 km). Toutes autres choses égales, l'effet d'un adulte additionnel ou le remplacement d'un inactif par un actif occupé, n'augmente significativement pas l'automobilité du ménage, excepté dans le modèle d'addiction myope estimé par MMG. Enfin, les modèles révèlent unanimement que la présence d'enfants n'a pas d'influence statistique sur le kilométrage automobile des ménages. Ces résultats d'un changement permanent de caractéristiques du ménage sont résumés dans la table 19. *Ceteris paribus*, ces derniers ne sont pas surprenants : l'ajout d'un

adulte dans un ménage correspond souvent à celui d'un enfant du chef de famille venant de passer l'âge de la majorité, et son effet reste non significatif comme l'est celui d'un mineur. L'effet positif sur l'automobilité d'un inactif devenu actif ne relève pas du simple changement de statut d'activité mais prendrait davantage sa source dans l'augmentation de revenu qu'il génère : le nouvel actif choisira par exemple de se rendre sur le lieu de son emploi (et ceux de ses loisirs) en voiture si notamment le surcroît de revenu apporté au ménage le lui permet, et bien entendu, s'il dispose du permis de conduire. Enfin, l'effet négatif sur l'automobilité des ménages d'une femme en remplacement d'un homme peut prendre son illustration dans des déplacements communs entre conjoints qui pourraient ne pas exister pas entre deux hommes adultes.

4.10 Effet de la motorisation / démotorisation des ménages

L'ajout d'une voiture dans le ménage peut être non anticipé si la décision de s'équiper davantage est prise seulement dans l'année en cours. Sous cette hypothèse, les effets théoriques de court terme dans le modèle d'addiction rationnelle prennent une signification. Les tables 21 et 22 reportent les effets estimés d'une automobile additionnelle²² neuve ou d'occasion âgée de cinq ans. Ils tiennent compte des variations des sommes des caractéristiques (âges et coûts) qu'accompagne un agrandissement du parc du ménage (cf. notes des tables 21 et 22). Notamment, l'effet continu du vieillissement des automobiles oblige ici à fixer l'horizon temporel du long terme. Sans cela, l'effet en $t = +\infty$ d'une motorisation supplémentaire serait infiniment négatif compte tenu de l'accumulation des effets d'âge²³. Nous choisissons de borner le long terme à 5 ans, dans la mesure où plus de 99% de l'effet total de long terme induit par un changement permanent de caractéristique est pris en compte par les ménages à cet horizon (table 20).

TABLE 20 : Pourcentage de l'effet de long terme pris en compte après t périodes

t	PC
0	61%
1	85%
2	94%
3	98%
4	99%
5	~100%

Lecture : lorsque le changement permanent est totalement non anticipé à la période courante, alors 61% de la variation de consommation induite à long terme est immédiatement (court terme) prise en compte par les ménages. Note : calculs à partir de l'estimation MMG du modèle d'addiction rationnelle.

$$PC(t) = 1 - \varphi_2^{-(t+1)}.$$

²² Le changement du nombre d'automobiles dans un ménage fait également varier dans notre spécification les variables d'âge total des véhicules ainsi que le prix des cent kilomètres. Ne pas en tenir compte lors du calcul des effets marginaux reviendrait à observer l'effet marginal d'une automobile neuve et gratuite à l'usage.

²³ Des automobiles à essence tout particulièrement (table 19).

En Province et grande couronne francilienne, l'ajout d'une automobile neuve à moteur essence vient augmenter d'environ 7300 km l'automobilité annuelle des ménages à court terme, et d'environ 10500 km à long terme. Pour une voiture diesel neuve supplémentaire, les augmentations respectives de court et de long terme sont d'environ 8400 km et 13600 km pour ces deux zones. Lorsque la voiture additionnelle est une occasion essence âgée de 5 ans, alors la mobilité des ménages augmente d'environ 6400 km à court terme et de 9100 km à long terme, et d'environ 8300 km et 13400 km aux horizons respectifs si le véhicule supplémentaire est diesel d'occasion (agé de 5 ans).

En petite couronne, l'effet estimé d'un véhicule neuf additionnel roulant à l'essence est une augmentation de l'automobilité du ménage de 4600 km à court terme et 6100 km à long terme, contre 6000 km et 9600 km pour une automobile diesel. Lorsque le véhicule ajouté est d'occasion, cette mobilité augmente à long terme de 4700 km s'il consomme un supercarburant, et de 9400 km s'il fonctionne au gazole.

A Paris, une automobile supplémentaire neuve à moteur essence produit une augmentation de l'automobilité du ménage de 8600 km à long terme contre 11800 km pour une voiture additionnelle neuve de type diesel. Pour une occasion âgée de cinq ans, le surcroît de mobilité est estimé à 7100 km pour une voiture essence, et à 11600 km pour une voiture diesel.

TABLE 21 : Variations à court et long terme de l'automobilité annuelle du ménage par zone de résidence, induites par une automobile neuve additionnelle (en kilomètres)

Voiture neuve	Province	GC	PC	Paris
Court terme				
essence	+7247 [4014 ; 10219]	+7384 [4133 ; 10315]	+4604 [1117 ; 7721]	+6110 [1444 ; 10989]
diesel	+8344 [4775 ; 11366]	+8468 [4989 ; 11653]	+5967 [2401 ; 9167]	+7273 [3641 ; 11082]
Long terme à 5 ans				
essence	+10443 [7529 ; 13312]	+10668 [7049 ; 14986]	+6106 [1051 ; 10666]	+8578 [1346 ; 17902]
diesel	+13520 [10365 ; 16912]	+13722 [9978 ; 18367]	+9619 [4748 ; 14367]	+11762 [6842 ; 19050]

Notes : évaluations à partir de l'estimation MMG du modèle d'addiction rationnelle de la table 12. Les effets tiennent compte de l'augmentation inhérente de la variable $\sum_v PKM_v$, calculée à la moyenne des automobiles par type de carburant et par zone en 2000. Ne pas en tenir compte reviendrait à simuler les effets d'une automobile supplémentaire pouvant rouler gratuitement.

TABLE 22 : Variations à court et long terme de l'automobilité annuelle des ménages par zone de résidence, induites par une automobile d'occasion additionnelle (en kilomètres)

Voiture d'occasion (5 ans à l'acquisition)	Province	GC	PC	Paris
Court terme				
essence	+6364 [3440 ; 8815]	+6501 [3510 ; 9254]	+3721 [523 ; 10676]	+5228 [766 ; 9944]
diesel	+8239 [4856 ; 11179]	+8363 [4942 ; 18392]	+5862 [2346 ; 9058]	+7168 [6825 ; 19092]
Long terme à 5 ans				
essence	+8994 [6238 ; 11618]	+9219 [5626 ; 13412]	+4657 [-351 ; 9145]	+7130 [9 ; 16377]
diesel	+13347 [9439 ; 17485]	+13549 [9002 ; 19104]	+9446 [3878 ; 14934]	+11590 [6404 ; 19199]

Notes : cf. notes du tableau 21.

Inversement, les tables 23 et 24 reportent les effets d'une démotorisation permanente et partielle²⁴ d'une automobile âgée de 5 et 10 ans sur le kilométrage annuel des ménages : ceux-là ne sont pas à court terme les opposés exacts de ceux d'une motorisation additionnelle puisque l'effet du vieillissement des automobiles qui venait diminuer progressivement le kilométrage des ménages avec le temps disparaît immédiatement avec la voiture qui sort du ménage. A long terme cependant, l'effet de la séparation d'une automobile âgée de 5 ans correspond à l'opposé de la variation d'automobilité induite à long terme (5 ans plus tard) par l'arrivée d'une automobile neuve dans un ménage.

En grande couronne francilienne et en Province, la disparition d'une automobile essence de 10 ans se traduit à long terme par une diminution d'automobilité d'environ 9100 km, et d'environ 13400 km pour une voiture diesel. En petite couronne francilienne, la diminution de long terme pour ces deux types de véhicule est respectivement de 4700 et 9400 km. A Paris, la diminution est plus importante : 7100 km pour une voiture essence et 11600 km pour une voiture diesel.

Notons que ces diminutions d'automobilité sont inférieures aux kilométrages annuels moyens des automobiles considérées (essence et diesel), suggérant que la démotorisation partielle s'accompagne d'un report d'automobilité sur les voitures restantes du ménage.

²⁴ Pour un ménage, cela signifie qu'il lui reste au minimum une voiture après qu'il se soit séparé définitivement d'une autre automobile.

TABLE 23 : Variations à court et long terme de l'automobilité annuelle des ménages par zone de résidence, induites par la démotorisation partielle d'une automobile de 5 ans (en kilomètres)

Démotorisation d'une voiture de 5 ans	Province	GC	PC	Paris
Court terme				
essence	-6364 [-8847 ; -3472]	-6501 [-9236 ; -3495]	-3721 [-6608 ; -515]	-5228 [-9952 ; -757]
diesel	-8239 [-11169 ; -4859]	-8363 [-11870 ; -4495]	-5862 [-9054 ; -2327]	-7168 [-10795 ; -3743]
Long terme				
essence	-10443 [-13334 ; -7404]	-10668 [-14901 ; -7027]	-6106 [-10626 ; -1042]	-8578 [-17880 ; -1360]
diesel	-13520 [-16857 ; -10365]	-13722 [-18773 ; -9165]	-9619 [-14359 ; -4746]	-11762 [-19033 ; -6840]

Notes : évaluations à partir de l'estimation MMG du modèle d'addiction rationnelle de la table 12. Les effets tiennent compte de la diminution inhérente de la variable $\sum_v PKM_v$, calculée à la moyenne des automobiles par type de carburant et par zone en 2000.

TABLE 24 : Variations à court et long terme de l'automobilité annuelle des ménages par zone de résidence, induites par la démotorisation partielle d'une automobile de 10 ans (en kilomètres)

Démotorisation d'une voiture de 10 ans	Province	GC	PC	Paris
Court terme				
essence	-5481 [-7662 ; -2924]	-5619 [-8186 ; -2864]	-2838 [-5595 ; 173]	-4345 [-8983 ; 10]
diesel	-8134 [-11271 ; -4557]	-8258 [-12307 ; -3556]	-5757 [-9247 ; -1938]	-7063 [-10792 ; -3533]
Long terme				
essence	-8994 [-11622 ; -6201]	-9219 [-13396 ; -5352]	-4657 [-9156 ; 329]	-7130 [-16339 ; 27]
diesel	-13347 [-17485 ; -9424]	-13550 [-19643 ; -7584]	-9446 [-14954 ; -3873]	-11590 [-19199 ; -6442]

Notes : cf. notes du tableau 23.

4.11 Effet des transitions 'essence \leftrightarrow diesel' lors du remplacement d'un véhicule

Notre modélisation permet également d'évaluer l'effet d'un remplacement d'une automobile essence par un véhicule diesel (et inversement) sur l'automobilité des ménages. Ce changement influe simultanément sur plusieurs facteurs explicatifs : les variables d'âge des véhicules essence et diesel, et la variable du prix du carburant pour cent kilomètres. Les caractéristiques des véhicules entrants et sortants lors du changement sont donc nécessaires aux calculs des effets. L'âge moyen des véhicules essence remplacés en 2000 par des véhicules diesel est d'environ 8.8 ans. Inversement, l'âge moyen du véhicule diesel remplacé en 2000 par une voiture essence est de 7.9 ans. Les consommations moyennes respectives reportées pour ces deux catégories de véhicules (aux âges arrondis) dans la vague Parc Auto 2000 sont respectivement de 7.7 et 6.9 litres de carburant aux cent kilomètres. Dans la même source, les âges moyens à l'acquisition des véhicules remplaçants sont de 3.1 ans pour le véhicule essence et 3 ans pour le véhicule diesel. La consommation kilométrique de ces nouvelles automobiles est respectivement de 7.4 et 6.9 litres de carburant consommés pour cent kilomètres.

TABLE 25 : Variation d'automobilité induit par le changement de motorisation d'un véhicule (en kilomètres)

Type de transition	Court terme	Long terme (à 5 ans)
essence vers diesel	+3558 [2520 ; 4727]	+4094 [2675 ; 5669]
diesel vers essence	-1605 [-2759 ; -506]	-3682 [-6784 ; -1994]

Note : calculs à partir de l'estimation MMG du modèle d'addiction rationnelle (table 12).

En multipliant ces variations de caractéristiques automobiles par leurs effets de court et long terme, on obtient les variations de kilométrage induit par un changement de type de motorisation. Toutes autres choses égales (notamment les prix des deux principaux carburants), l'effet moyen d'une transition « essence vers diesel » s'accompagne à court terme d'une augmentation moyenne de la mobilité du ménage de 3558 km, et de 4094 km cinq ans plus tard. Inversement, la variation de kilométrage induit par le remplacement d'un véhicule diesel par un véhicule essence se traduit selon le modèle par une réduction de 1605 km à court terme et de 3682 km à long terme, 5 ans plus tard (table 25). Ces résultats confirment ceux obtenus par HIVERT (1999), et par HIVERT et CERRI (2004) à partir d'analyses descriptives sur des appariements tri-annuels d'observations, utilisant les vagues 1985 à 2001 de Parc Auto.

4.12 Limites et critiques de la démarche empirique

Bien entendu, l'usage des paramètres issus d'un estimateur reposant sur la variabilité inter-individuelle des observations (estimateur dit « *between* ») peut être critiquable lorsque l'on souhaite en dériver des élasticités de court et long terme, c'est-à-dire conclure sur une dynamique temporelle des comportements, et il aurait été sans doute préférable de calculer ces élasticités sur la base d'estimateurs longitudinaux (dits « *within* ») plutôt que transversaux. Mais la spécification du modèle d'addiction rationnelle est gourmande en vagues d'observations, et un estimateur longitudinal aurait impliqué de suivre les ménages durant au moins quatre années consécutives. Cela aurait été possible avec l'enquête Parc Auto mais au prix d'une attrition, qui, outre le fait d'être conséquente, aurait nécessité un nouveau calcul des pondérations individuelles. Cependant, un modèle correctement spécifié doit empiriquement aboutir à la proximité entre les résultats des estimateurs *within* et *between*²⁵. Sous cette hypothèse, utiliser les coefficients transversaux au service de conclusions dynamiques reste donc une démarche valide. Par ailleurs et compte tenu de la présence d'une seule variable de prix et de revenu dans les spécifications retenues pour l'ensemble de l'échantillon, la différenciation des élasticités par zone de résidence n'a pu être obtenue que sous le seul effet de moyennes spécifiques aux différentes régions. Nous avons bien tenté d'identifier des coefficients prix et revenu par zone de résidence, en élargissant le nombre de ces variables économiques par leur produit avec les indicatrices de localisation. Si les coefficients obtenus étaient proches²⁶ et de signe attendu pour la Province, la grande et la petite couronne francilienne, la qualité des estimations allait toutefois en se dégradant dangereusement. Quant aux coefficients associés aux ménages parisiens, ils étaient même contre intuitifs, bien que non significatifs. Ces considérations (en partie dues à la diminution progressive des effectifs de ménages motorisés par zone depuis la Province jusqu'à Paris, en passant par la grande, puis par la petite couronne francilienne) ont finalement justifié le calage des élasticités sur des coefficients « nationaux » de prix et de revenu.

Une autre critique que l'on pourrait faire à nos résultats repose sur le traitement de la variable de prix, construite sur la base d'un produit faisant notamment intervenir le type de motorisation (essence ou diesel) : celui du prix du carburant utilisé multiplié par la consommation déclarée des véhicules du ménage. En considérant cette variable de prix comme un input exogène à la détermination du kilométrage des ménages, nous avons implicitement émis l'hypothèse que les variables ayant servi à sa construction étaient également exogènes. Or, le choix du type de véhicule dans un ménage pourrait être déterminé en partie par son usage futur. Par exemple, les ménages roulant beaucoup peuvent préférer un équipement diesel pour profiter de la tarification avantageuse du gazole sur les supercarburants. De fait, notre variable de prix pourrait être endogène^{27,28}. Pourtant, la présence du prix kilométrique dans le lot des variables instrumentales

²⁵ Voir MAIRESSE (1988) pour une illustration concernant les lois de production. Pour quelques postes de consommation, GARDES et al. (2005) montrent que les écarts observés résultent de biais d'endogénéité.

²⁶ Non statistiquement différents deux-à-deux.

²⁷ Pour notre étude, ce n'est pas crucial. Puisque nous avons cherché à estimer l'effet « mécanique » total des prix, et non une mesure de microéconomie pure, nous n'avons pas à examiner la dynamique explicative

n'avait pas conduit les tests de Hansen à rejeter l'hypothèse d'orthogonalité des instruments avec les aléas dans les modèles estimés par MMG, suggérant au contraire son exogénéité.

4.13 Comparaisons internationales

Les différentes considérations de prix entre études compliquent la démarche comparative entre pays : quelques auteurs considèrent le prix du kilomètre comme déterminant alors que d'autres utilisent directement le prix du carburant (GOODWIN, 2000). Dans ce papier, nous avons opté pour le premier choix, ceci pour des raisons de cohérence microéconomique, mais nos résultats entretiennent un rapport très étroit avec ceux utilisant le niveau de prix des carburants. En effet, sans évolution notable de la consommation kilométrique des automobiles, les effets de la variation du prix du kilomètre sur le trafic se résument aux effets du prix du carburant²⁹. Puisque l'efficacité reste plutôt stable à court terme (table 7), la comparaison des élasticités pour ces deux types de prix peut être raisonnablement opérée à cet horizon. A long terme, la pratique est moins évidente. Comme nous sommes aujourd'hui dans une configuration générale de hausse des prix des carburants et d'une lente amélioration de l'efficacité des automobiles, l'évolution (en taux de croissance) de long terme du prix du kilomètre est sensiblement moins importante que celle du prix des carburants. Il en découle une élasticité du trafic automobile au prix du kilomètre plus élevée que celle au prix des carburants. La comparaison des effets revenu est également problématique : selon que la spécification retenue par les auteurs incorpore ou non une variable de stock automobile comme déterminant, les mesures de sensibilité du kilométrage sont très différentes puisque le revenu est un déterminant important du taux d'équipement. La revue de littérature qui suit fait état d'une hétérogénéité des résultats relevant notamment des spécifications particulières utilisées dans chacune des études, compliquant davantage les opportunités de comparaisons.

HENSHER et al. (1990) se sont intéressés à la modélisation du kilométrage annuel des automobiles des ménages résidant dans l'aire urbaine de Sydney, à partir d'un échantillon d'environ 1200 observations couvrant la période 1981-1982. Leur spécification empirique entretient un lien de parenté assez étroit avec celle du présent travail : comme déterminants, les auteurs utilisent une série d'observations microéconomiques décrivant les attributs des automobiles possédées par les ménages, leurs caractéristiques sociales, économiques, démographiques et le coût calculé du carburant pour effectuer un kilomètre. Néanmoins, leurs données en coupe les contraignent à ne considérer qu'une spécification statique. Les résultats présentés en termes

sous-jacente de la demande de mobilité sur l'équipement automobile et le coût kilométrique. Il n'y a donc pas lieu d'instrumenter la variable des prix ; il est même important de la conserver telle.

²⁸ Notons que dans la littérature, les études cherchant à expliquer le kilométrage désagrégé à partir d'une moyenne pondérée des prix des deux principaux carburants peuvent être soumises à la même remarque.

²⁹ Exemple : puisque le prix du kilomètre (en carburant) d'une automobile est défini comme le produit du prix du carburant utilisé avec sa consommation (en litres pour 100 kilomètres), une augmentation de 10% du prix du carburant se traduit également par une augmentation de 10% du prix du kilomètre si la consommation kilométrique est gardée constante.

d'élasticités distinguent les effets-prix et du revenu selon le degré de motorisation des ménages. Dans le court terme³⁰, leur fourchette de sensibilité aux prix du kilomètre varie de -0.22 pour les ménages mono-motorisés à -0.39 pour les ménages tri-motorisés dans les modèles incluant une correction du biais de sélectivité. Sans véritablement faire de références, HENSHER et al. notent que ces élasticités au prix sont très similaires à celles de travaux précédents. Pour notre cas d'étude français, on peut raisonnablement souligner la proximité de leurs élasticités de court terme avec celles obtenues pour la région parisienne dans la table 14 lorsque l'on sait que la majorité des ménages franciliens motorisés ne possèdent qu'une seule automobile (72% d'entre eux en 2000). Par ailleurs, les auteurs remarquent la proximité des sensibilités du kilométrage des voitures aux variations du coût kilométrique en carburant et du coût par kilomètre de l'entretien courant des véhicules. Ce résultat intéressant tend à suggérer que les agents prennent en considération un coût « global » au kilomètre pour déterminer leur usage automobile.

Les auteurs notent cependant une faible sensibilité (voire statistiquement inexistante) du kilométrage au revenu net des frais automobiles : selon le degré de motorisation, les élasticités au revenu s'échelonnent de +0.05 à +0.14. Cités à titre de comparaison dans leur papier, GREENE et HU (1984), MANNERING et WINSTON (1985) ont respectivement estimé des élasticités du kilométrage au revenu de +0.13 et +0.11 pour les Etats-Unis. Avec des valeurs estimées comprises entre +0.08 et +0.15 selon les modèles utilisés (table 16), nos résultats sont également très proches de ceux obtenus par ces derniers auteurs.

OUM et al. (1992) reportent des élasticités prix directes pour la « demande d'usage automobile » issues de sept travaux empiriques variés de la seconde moitié des années 1980. Pour cette période et aux Etats-Unis, l'élasticité prix de court terme est estimée à -0.23, et à -0.28 à long terme. Aux mêmes horizons, les élasticités australiennes reportées varient respectivement de -0.09 à -0.24, et de -0.22 à -0.31. Au Royaume-Uni, la sensibilité estimée renseignée par les auteurs est comprise entre -0.14 et -0.36 sans horizon temporel précis. Si ces résultats s'approchent de ceux de la table 13 pour le court terme, nos élasticités de long terme semblent toutefois légèrement supérieures. Les auteurs font néanmoins constat d'élasticités de long terme peu significativement supérieures à celles de court terme. Pour l'expliquer, les auteurs suggèrent que les études répertoriées ne « développent pas toutes de véritables modèles de long terme qui prennent en compte les changements de motorisation et les choix de localisation ».

ELTONY (1993) se démarque des études précédentes en reliant la consommation de carburant par automobile au prix du carburant par mile et au revenu des ménages, sur des données semi-agrégées des régions canadiennes entre 1969 et 1988. Sous l'hypothèse que la consommation kilométrique en carburant des automobiles est stable à court terme, alors les élasticités prix à cet horizon correspondent à celles que nous avons considérées dans notre étude (les quantités de carburant étant *a priori* proportionnelles au kilométrage effectué). La spécification d'ELTONY est de type log-log statique pour son équation de consommation de gallons de carburant par les ménages, et il en découle des élasticités prix et revenu du ménage respectives

³⁰ Pour GRAHAM et GLAISTER (2002), les résultats reportés par HENSHER (1990) sont de court terme dans la mesure où les données utilisées ne couvrent qu'une année.

de -0.21 et +0.15 ; des valeurs tout à fait comparables aux nôtres. Ce n'est là qu'un résultat partiel de l'auteur qui développe en outre tout un modèle qui mesure notamment l'effet de la hausse du prix des carburants sur la consommation énergétique des véhicules et le volume du parc automobile en circulation. Il en résulte que la sensibilité totale à court terme lorsque l'on considère également ces effets est une élasticité prix de -0.31. Ainsi, ELTONY met en évidence qu'une forme structurelle selon qu'elle tient compte ou non du stock d'automobiles notamment peut faire varier les résultats des élasticités-prix.

GRAHAM et GLAISTER (2002) synthétisent les résultats d'études traitant des élasticités de demande automobile aux tarifs des carburants. Les recherches de GOODWIN (1992) dans ce domaine y sont référencées : sur la base de quatre élasticités obtenues dans des travaux conduits dans les années 1980, l'auteur reporte une sensibilité moyenne du trafic automobile au prix des carburants de -0.16 à court terme et de -0.33 à long terme sur séries temporelles. Les écarts-types associés à ces moyennes révèlent cependant une hétérogénéité des résultats obtenus : respectivement 0.08 et 0.11 pour ces deux horizons. Sur deux autres études estimant cet effet en coupe instantanée, la moyenne des élasticités répertoriée est de -0.29.

GOODWIN et al. (2004) mettent à jour ces résultats sur la base de travaux empiriques menés depuis les années 1990 sur les données de pays aux caractéristiques comparables à celles du Royaume-Uni. Dans leur document, les auteurs séparent les élasticités prix et revenu issues des modèles dynamiques et statiques. Pour la première classe de modèles, la sensibilité moyenne du kilométrage au prix du carburant calculée par les auteurs est de -0.10 à court terme, et de -0.30 à long terme. Mais comme précédemment, la variabilité autour de ces moyennes (mesurée par un écart-type) est assez élevée : 0.06 et 0.25. Si la valeur de long terme reste comparable avec celles répertoriées dans la table 13, celle de court terme paraît nettement moins élevée que les nôtres.

JOHANSEN et SCHIPPER (1997) ont utilisé des données macroéconomique de 12 pays de l'OCDE (parmi lesquels figure la France) entre 1973 et 1992 pour notamment estimer une équation dynamique de la distance moyenne parcourue par les automobiles en fonction du coût du kilomètre en carburant, du revenu, du taux d'automobile *per capita*. On retient notamment de leur document que les sensibilités mesurées varient selon la méthode d'estimation mise en oeuvre. Sur la base des paramètres les plus « raisonnables », les auteurs reportent des élasticités prix et revenu à long terme respectives de -0.2 et +0.2 pour l'ensemble de leur échantillon.

FRIDTSRÖM (1998) utilise des données semi-agrégées mensuelles des contés norvégiens entre 1973 et 1994 pour expliquer l'usage automobile notamment en fonction du revenu et du coût d'utilisation avec un modèle à ajustement partiel. En tenant compte des effets sur le stock d'automobile détenu, les élasticités au revenu et au prix des carburants que l'auteur reporte sont respectivement de +0.38 et -0.24.

BERRI et al. (2005) ont évalué l'effet des variables économiques sur l'usage automobile des ménages moyens de cohortes, sur des données françaises couvrant la période 1977-1994. Les auteurs estiment notamment à +0.55 l'élasticité de l'automobilité à la consommation finale des ménages (en proxy du revenu). Parce que leur résultat ne maintient pas constantes des variables positivement corrélées avec l'automobilité, telles que les nombres d'automobiles et de permis de

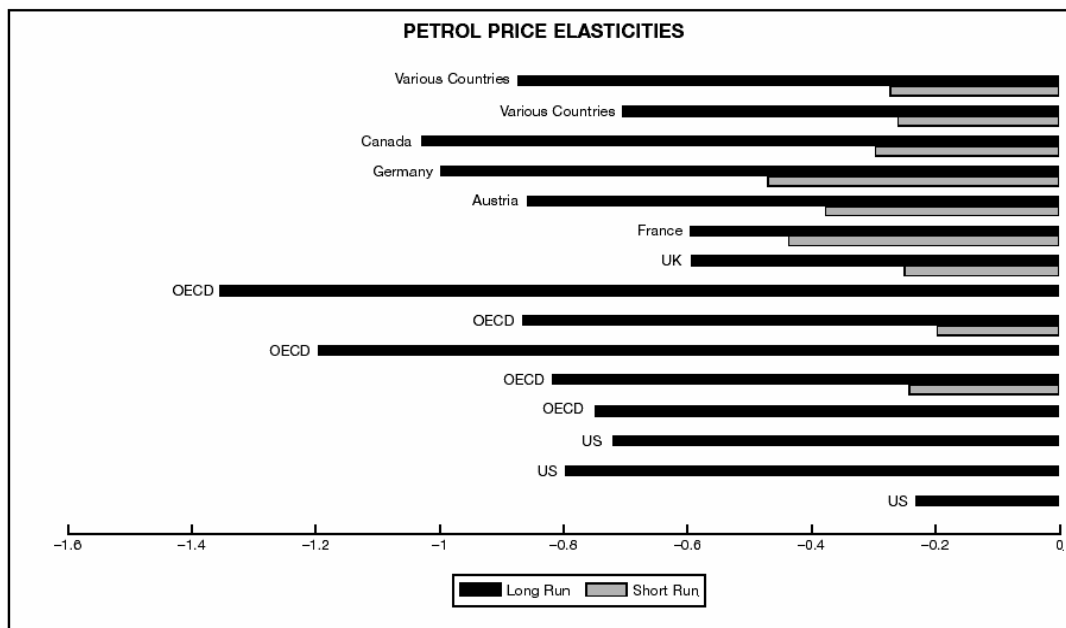
conduire, ce résultat apparaît très logiquement supérieur à notre estimation (+0.10 et +0.16 à court et long terme, table 16). Par ailleurs, l'effet reporté par les auteurs du prix des carburants sur l'automobilité est une élasticité de -0.09, une valeur faible au regard de nos résultats présentés dans la table 13. Même si les prix considérés dans les deux études n'obéissent pas à la même définition, l'écart de sensibilité observé tient notamment à la nature différente des données manipulées. En effet, nous considérons dans notre étude des observations désagrégées de ménages motorisés, alors que les auteurs utilisent des ménages moyens par cohorte qui incorporent des ménages non-motorisés, fatalement plus insensibles au prix des carburants. C'est donc logiquement que nous obtenons une élasticité-prix de l'automobilité des ménages négativement plus élevée dans notre travail. Plus simplement, il se pourrait également que les sensibilités des ménages aux prix soient plus élevées dans le contexte de notre période d'observation que dans celui de BERRI et al. (2005).

Finalement, même si toutes les études concluent à une inélasticité³¹ de la demande de carburant ou de l'usage automobile par rapport aux différents prix considérés, l'amplitude des écarts entre les résultats des travaux peut quelques fois surprendre. Naturellement, ce constat peut s'expliquer en partie par des analyses d'échantillons couvrant différents pays à différentes époques, mais aussi par des spécifications de modèles et des méthodes d'estimation différentes.

Pour notre cas particulier, le modèle le plus enclin à comparaisons avec les autres sources de résultats est certainement le modèle d'addiction myope puisque la majorité des équations dynamiques qui précèdent le report d'élasticités de court et de long terme dans la littérature repose sur une spécification autorégressive d'ordre un ($AR(1)$). A ce titre, l'élasticité-prix de long terme du modèle d'addiction myope, estimée à -0.3, semble être une valeur très raisonnable (voire consensuelle). Relativement, l'élasticité obtenue pour ce modèle à court terme (-0.22) peut apparaître élevée, témoignant d'un processus d'adaptation aux variations de prix particulièrement rapide en France. Dans la figure 2 qui suit, GRAHAM et GLAISTER (1992) reportent les élasticités prix de la demande de carburant pour une série de pays occidentaux : en comparaison, la France possède l'une des plus forte sensibilité à court terme et l'une des moins élevées à long terme, avec un ratio d'environ 0.75, alors qu'il est sensiblement inférieur à 0.5 dans les autres pays européens examinés (Allemagne, Royaume-Uni, Autriche). Par ailleurs, HIVERT (2004) a fait l'analyse de l'évolution du kilométrage entre 1999 et 2001 pour des ménages français ne modifiant ni leur localisation résidentielle, ni leur revenu, ni leur taux de motorisation. En contrôlant ces variables, l'objectif de la démarche était d'obtenir l'effet « propre » de l'évolution du prix des carburants sur l'automobilité des ménages avec un raisonnement de type *ceteris paribus*. L'auteur obtient une élasticité de court terme de -0.23, similaire aux résultats des modèles d'addiction myope et rationnels estimés par MMG de la table 13.

³¹ L'« inélasticité » désigne des valeurs d'élasticité comprises entre 0 et 1 en valeur absolue.

FIGURE 2 : Mesures internationales d'élasticités-prix de la demande de carburant



Source : GRAHAM et GLAISTER (1992).

Conclusion

Plus qu'un exercice de modélisation pour expliquer les kilométrages individuels des ménages, ce papier voulait également apporter quelques éclairages à la thématique de la dépendance automobile. C'est pourquoi les résultats présentés mettent l'accent sur le modèle d'addiction rationnelle de BECKER, GROSSMAN et MURPHY (1994), qui n'avait pas encore été testé sur des données portées sur la voiture. Celui-ci apparaît plutôt pertinent pour décrire le comportement empirique d'automobilité des ménages français en 2000. En effet, l'addiction à l'usage de l'automobile est statistiquement avérée, si bien qu'on ne peut réfuter les propos de DUPUY (1999) et WICKHAM (2002) cités en introduction. Ensuite, nos résultats accréditent la version rationnelle de l'addiction lorsque le modèle est estimé par la méthode des moments généralisés (MMG) et le taux de substitution intertemporel qui en découle est de 17%, une valeur plausible³². Les agents seraient donc théoriquement conscients de la dynamique temporelle de leur consommation de kilomètres en voiture, et tiendraient compte des effets futurs de leur mobilité actuelle pour déterminer leur kilométrage annuel optimal. Cette conclusion originale démarque notre travail des précédentes études dont les spécifications économétriques introduisaient la dynamique des comportements uniquement grâce à une variable endogène retardée. Celles-ci sont très pratiques pour déduire des élasticités de court et long terme, mais conditionnent

³² Et proche de celle obtenue par GARDES et al. (2007) dans leur analyse des dépenses de transport en Pologne.

implicitement les agents à réagir de façon myope au sens de BECKER et al. (1994) c'est-à-dire sans considération de leur situation future. Néanmoins, la spécification $AR(1)$ du modèle d'addiction myope est également estimée et reportée à des fins de comparaison avec les autres études.

A l'échelle nationale, les élasticités de l'automobilité au prix kilométrique et au revenu, calculées sur les estimations MMG du modèle d'addiction rationnelle, ne font pas apparaître de réelle surprise, malgré sa spécification inhabituelle. Ces mesures respectives sont de -0.23 et +0.10 à court terme, -0.37 et +0.16 à long terme, et sont d'amplitude comparable avec celles d'autres travaux empiriques qui utilisent une spécification voisine de la nôtre. En distinguant le type de motorisation, nous remarquons que les voitures essence sont plus sensibles que les voitures diesel aux variations de prix de leurs carburants. Nous calculons que l'élasticité à court terme du kilométrage d'une voiture diesel au prix du gazole est de -0.13, et que celui d'une voiture essence au prix des supercarburants est de -0.32. Les sensibilités de long terme sont environ 2.5 fois plus fortes.

A l'échelle régionale, nous nous sommes attachés dans ce papier à mettre en perspective quelques résultats spécifiques à la région Île-de-France. Notre effort s'est notamment porté sur la distinction des effets du revenu et des prix des deux carburants principaux (supers et gazole) sur le kilométrage annuel des ménages franciliens. Depuis la Province, en passant par la grande puis, la petite couronne francilienne, jusque Paris, les ménages rendent compte d'une sensibilité au revenu croissante de façon quasi linéaire. La sensibilité au prix kilométrique augmente progressivement jusqu'en petite couronne francilienne, où celle-ci devient comparable avec celle des ménages parisiens.

Séparer les élasticités selon le type de carburant donne lieu aux observations suivantes. Les voitures essence les plus sensibles aux prix des supercarburants se trouvent à Paris et en petite couronne francilienne. Cela semble assez naturel puisque les résidents de ces zones bénéficient d'offres alternatives performantes par les transports publics. Pourtant, nous ne retrouvons pas la même configuration concernant les véhicules diesel. A Paris, ces automobiles présentent même la plus faible des sensibilités aux prix de leur carburant (-0.1 à court terme, -0.2 à long terme). Pour l'expliquer, nous pouvons avancer l'argument suivant. Ces ménages parisiens ont une forte mobilité, dont on imagine qu'elle s'oriente vers des régions éloignées en Province et peu desservies par les transports publics, ce qui justifie leur choix d'un véhicule diesel pour bénéficier d'un carburant moins cher à la pompe.

Annexe Statistique

A1 - L'estimateur de la méthode des moments généralisés

Lorsque les erreurs sont hétéroscédastiques, le meilleur estimateur à base de variables instrumentales est donné par celui de la méthode des moments généralisés³³, noté MMG. Cette méthode repose sur la recherche des conditions d'orthogonalité entre le terme d'erreur du modèle et l'ensemble des variables exogènes (GREENE, chap.18, 2003). Après les avoir transformés par la méthode d'AITKEN (1935) pour tenir compte des poids individuels w_i , notons Y la variable dépendante, X l'ensemble des variables explicatives, Z l'ensemble des variables exogènes, ε le vecteur des erreurs du modèle linéaire $Y = X\beta + \varepsilon$, puis notons $W = \sum_i w_i$ le poids total de l'échantillon. L'orthogonalité des instruments avec les erreurs doit satisfaire la relation théorique suivante :

$$E(Z_i' \varepsilon_i) = E(Z_i' (Y_i - X_i \beta)) = 0. \quad (33)$$

En cherchant la correspondance de (33) dans les données, l'objectif est de trouver le vecteur de paramètres $\hat{\beta}$ qui annule le vecteur des moments empiriques suivant :

$$\frac{1}{W} Z' (Y - X \hat{\beta}) = 0. \quad (34)$$

Lorsque l'on dispose de plus de variables instrumentales dans Z que de paramètres à estimer dans β , le modèle est dit « suridentifié » : on ne peut pas généralement trouver de solution unique pour β . Dans ce cas, on utilise une matrice de pondération P carrée de format $l \times l$, où l est le nombre de variables instrumentales, puis on utilise une forme quadratique des moments empiriques précédents pour former le critère q à minimiser :

$$q(\hat{\beta}) = W \left[\frac{e(X \hat{\beta})' Z}{W} \right] P \left[\frac{Z' e(X \hat{\beta})}{W} \right] = W \bar{m}(\hat{\beta})' P \bar{m}(\hat{\beta}), \quad (35)$$

avec :

$$\bar{m}(\hat{\beta}) = \frac{1}{W} Z' e(\hat{\beta}),$$

$$e(\hat{\beta}) = (Y - X \hat{\beta}), \text{ l'erreur d'observation,}$$

$$P, \text{ la matrice de pondération MMG.}$$

³³ En anglais, « Generalized Method of Moment » (GMM).

Le critère q peut être interprété comme une fonction de perte ou de distance. La résolution du problème de minimisation donne l'estimateur des moments généralisés :

$$\hat{\beta}_{GMM} = (X'ZPZ'X)^{-1}(X'ZPZ'Y). \quad (36)$$

Celui-ci généralise beaucoup d'autres estimateurs linéaires traditionnels. Notamment, en choisissant $Z = X$ et $P = W(X'X)^{-1}$, on retrouve l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) ; ou encore l'estimateur des doubles moindres carrés (2MCO) en prenant comme matrice de pondération $P = W(Z'Z)^{-1}$. Il y a cependant autant d'estimateurs MMG qu'il peut exister de matrices P , mais l'estimateur MMG le plus efficace est celui possédant la matrice de pondération optimale, qui minimise la variance asymptotique de l'estimateur MMG. Celle-ci est donnée en choisissant pour P la matrice S^{-1} , avec :

$$S = \frac{1}{W}E(Z'\varepsilon \varepsilon'Z) = \frac{1}{W}(Z'\Omega Z). \quad (37)$$

Pour $P = S^{-1}$, alors nous avons $Wq(\hat{\beta}_{GMM}) \sim \chi^2$, et l'estimateur (36) devient un estimateur de Khi carré minimal. Pour que l'estimateur MMG efficace puisse être calculable, nous devons avoir en main une estimation consistante de S , et donc une estimation de Ω . WHITE (1980) a montré qu'un estimateur consistant (pas nécessairement efficace) de β était suffisant pour estimer des matrices de variances - covariances consistantes d'estimateurs. L'estimateur 2MCO, qui possède cette propriété, permet d'obtenir des résidus $e(\hat{\beta}_{2MCO})$ qui sont également de consistants estimateurs de ε . Ainsi, en l'absence de corrélation des aléas entre ménages, un estimateur consistant de Ω est donné par :

$$\hat{\Omega} = \text{diag}\left(e\left(\hat{\beta}_{2MCO}\right)^2\right), \quad (38)$$

et un estimateur consistant de S et donné par $\hat{S} = W^{-1}(Z'\hat{\Omega}Z)$. On dispose maintenant de tous les éléments permettant de calculer l'estimateur MMG efficace, ainsi que sa matrice de variance - covariance :

$$\hat{\beta}_{MMGE} = (X'Z(\hat{S}^{-1})Z'X)^{-1}(X'Z(\hat{S}^{-1})Z'Y), \quad (39)$$

$$\text{Asym.Var}(\hat{\beta}_{MMGE}) = W \times (X'Z(\hat{S}^{-1})Z'X)^{-1}. \quad (40)$$

Relativement à l'estimateur 2MCO, la considération de l'hétéroscédasticité en (38) ne justifie pas le nom « triple moindres carrés » pour $\hat{\beta}_{MMGE}$, déjà réservé par ailleurs à un estimateur de modèles à équations simultanées. Cherchant une appellation au reflet de sa construction, DAVIDSON et MACKINNON (1993) ont par exemple proposé « double moindre carré

hétéroscédastiques³⁴ », alors que CUMBY et al. (1983) avaient avancé celui de « double moindres carrés à deux étapes³⁵ ». Il existe d'autres estimateurs MMG praticables : par exemple, le vecteur des résidus du modèle estimé par la méthode MMG efficace en (39) peut à son tour être récupéré pour calculer une nouvelle matrice \hat{S} , qui est ensuite utilisée pour recalculer une nouvelle estimation MMG efficace en (39)..., et ainsi de suite jusqu'à la stabilisation des estimations obtenues. Cette procédure d'estimation est connue sous le nom d'« *estimateur MMG itératif* ».

A2 - Le test de Hansen

Les estimateurs à base de variables instrumentales reposent sur l'orthogonalité présumée des instruments avec le processus d'erreur du modèle. Lorsqu'il y a plus d'instruments exclus de la spécification que de variables instrumentées, on peut tester cette hypothèse en calculant la statistique J de Hansen (HANSEN, 1982) :

$$J(\hat{\beta}_{MMGE}) = Wq(\hat{\beta}_{MMGE}) = e(\hat{\beta}_{MMGE})' Z (Z' \hat{\Omega} Z)^{-1} Z' e(\hat{\beta}_{MMGE}) \quad (41)$$

Sous l'hypothèse H_0 de l'orthogonalité des instruments utilisés avec le vecteur des erreurs, alors $J(\hat{\beta}_{MMGE}) \sim \chi^2_{l-k}$, avec l le nombre total d'instruments (inclus et exclus du modèle), et k le nombre total de régresseurs dans le modèle. Si la statistique calculée $J(\hat{\beta}_{MMGE})$ excède la valeur théorique pour une p-valeur à 5%, ou similairement, si la p-valeur de la distribution théorique calculée en $J(\hat{\beta}_{MMGE})$ est inférieure à 5%, alors l'hypothèse H_0 est rejetée, au profit de l'hypothèse alternative H_1 d'une corrélation entre les termes d'erreurs et le lot des instruments Z . Si le test de Hansen conduit à rejeter l'hypothèse d'indépendance, alors deux motifs peuvent être invoqués : des instruments sont exclus à tort de la régression (cas de variables omises), ou bien certains instruments ne sont pas purement exogènes (mauvais instruments). Le test de Hansen généralise celui de Sargan (SARGAN, 1956) à la présence d'hétéroscédasticité des erreurs. En cas d'homoscédasticité, ils sont équivalents.

A3 - Le test de Bound

Outre leur condition d'orthogonalité avec le processus d'erreur, de bons instruments exclus du modèle doivent également avoir un pouvoir explicatif statistiquement significatif sur les régresseurs endogènes défaillants. Notons X_D l'ensemble des régresseurs « défaillants » du modèle qui sont endogènes, Z_1 l'ensemble des instruments exogènes exclus de la spécification du modèle (en réserve), et Z_2 l'ensemble des instruments exogènes inclus dans la spécification du modèle.

Expliquer X_D par les seuls instruments Z_2 sans que les instruments Z_1 n'aient de véritable pouvoir explicatif revient à instrumenter X_D par une combinaison linéaire des variables

³⁴ De sigle H2SLS, pour « Heteroskedastic two Stage Least Squares ».

³⁵ De sigle 2S2SLS, pour « Two-Step Two Stage Least Squares ».

Z_2 : se pose alors pour la spécification du modèle un problème d'une colinéarité stricte entre régresseurs. Le test de Bound (BOUND, 1995) propose donc de juger de la pertinence des instruments Z_1 à expliquer davantage que Z_2 les régresseurs endogènes X_D . Dans sa forme la plus simple, il teste la significativité jointe des instruments exclus Z_1 dans chaque régression robuste des variables endogènes de X_D sur l'ensemble des instruments $Z = \{Z_1; Z_2\}$. Dans l'usage, le plus simple est d'effectuer un F-test de nullité des paramètres associés aux instruments Z_1 . Après chaque régression des variables contenues dans X_D sur Z , notons, $\hat{\delta}_1$ le sous vecteur des paramètres estimés associé à Z_1 , $Var(\hat{\delta}_1)$ la sous-matrice des covariances des paramètres associée à Z_1 , l_1 et l , respectivement le nombre d'instruments dans Z_1 et dans Z . Sous l'hypothèse H_0 que $\delta_1 = 0$, alors la statistique de Bound, notée F_{Bound} , suit une distribution de Fisher :

$$F_{Bound} = \frac{(\hat{\delta}_1' Z_1' Z_1 \hat{\delta}_1) / l_1}{\left[\begin{array}{c} \text{somme des carrés des} \\ \text{résidus du modèle} \\ X_D = Z\delta + e_D \end{array} \right] / (N - l)} \sim F[l_1, N - l]. \quad (42)$$

Si la p-valeur calculée en F_{Bound} dans la distribution théorique $F[l_1, N - l]$ est inférieure à 5%, alors l'hypothèse H_0 est réfutée : les instruments exclus Z_1 ont donc un pouvoir explicatif additionnel à celui des instruments Z_2 sur les régresseurs endogènes X_D . Ils constituent donc un réservoir d'instruments opérationnel s'ils sont également exogènes.

Néanmoins, le défaut du test réside dans sa recherche de significativité *jointe* : il suffit en effet d'un seul bon instrument explicatif de l'ensemble des régresseurs endogènes pour que l'hypothèse H_1 soit systématiquement validée, alors même que les autres instruments exclus peuvent n'avoir aucun effet explicatif sur les variables X_D . Si le nombre des bons instruments est insuffisant par rapport au nombre de régresseurs endogènes à instrumenter, alors un modèle ajusté par variables instrumentales devient sous-identifié, donc impossible à estimer. Mais s'il n'y a qu'une variable à instrumenter, un test de Bound qui accepte l'hypothèse alternative suffit pour valider l'usage des instruments contenus dans Z_1 . Lorsqu'il y a plusieurs régresseurs endogènes, on a donc besoin d'autres indicateurs pour valider le groupe d'instruments Z_1 .

SHEA (1997) propose l'usage d'une statistique sous la forme d'un R^2 partiel permettant de surmonter cette défaillance possible du test de Bound. En comparant sa statistique avec le R^2 partiel de Bound, les règles d'interprétation lorsque l'hypothèse de significativité est antérieurement acceptée par le F-test de Bound sont les suivantes³⁶ :

- si le R^2 de Bound est fort par rapport au R^2 de Shea, alors il n'y a pas assez d'instruments efficaces contenus dans Z_1 pour suffisamment expliquer les régresseurs endogènes ;
- si les deux R^2 sont de valeurs proches (ils sont égaux lorsqu'il n'y a qu'une variable à instrumenter), alors Z_1 constitue un bon réservoir d'instruments explicatifs des régresseurs endogènes X_D .

³⁶ Voir GODFREY(1999) pour le détail technique du R^2 partiel de Shea.

Références Bibliographiques

- AITKEN, A.C. (1935): "On least squares and linear combinations of observations," *Proceedings of the Royal Statistical Society*, 55, pp. 42-48.
- ARMOOGUM, J. I. (2000): "Correction de la non-réponse et de certaines erreurs de mesures dans une enquête par sondage. Application à l'enquête transport et communications 1993-1994," thèse en statistiques, Bruxelles: Université Libre de Bruxelles.
- AULD C. ET P. GROOTENDORST (2004): "An empirical analysis of milk addiction," *Journal of Health Economics*, 23, pp. 1117-1133.
- BALTAGI, B. H. ET J. M. GRIFFIN (2001): "The Econometrics of Rational Addiction: The Case of Cigarettes," *Journal of Business and Economic Statistics*, American Statistical Association, 19(4), pp. 449-454.
- BALTAGI, B. H. ET J. M. GRIFFIN (2002): "Rational addiction to alcohol: panel data analysis of liquor consumption," *Health Economics*, 11, pp. 485-491.
- BAUM, C.F., M.E. SCHAFFER ET S. STILLMAN (2003): "Instrumental variables and GMM: Estimation and testing," *Stata Journal*, StataCorp LP, 3(1), pp. 1-31.
- BECKER, G. ET K.M. MURPHY (1988): "A theory of rational addiction," *Journal of Political Economy*, 96, pp.675-700.
- BECKER, G. S., M. GROSSMAN ET K.M. MURPHY (1994): "An empirical analysis of cigarette addiction," *American Economic Review*, 84, pp. 396-418.
- BECKER, G. S. (1996): *Accounting for Tastes*. Cambridge: Harvard University Press.
- BENTZEN, J., T. ERIKSSON ET V. SMITH (1999): "Rational Addiction and Alcohol Consumption: Evidence from the Nordic Countries," *Journal of Consumer Policy*, 22(3), pp. 257-279.
- BERRI, A., J-L MADRE ET Y. BUSSIÈRE (2005): "Étalement urbain et croissance de la circulation automobile des ménages en France. Projection aux horizons 2010 et 2020," *Recherche Transports Sécurité*, 89, pp. 305-326.
- BOUND, J., D. A. JAEGER ET R. BAKER (1995): "Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogeneous explanatory variable is weak," *Journal of the American Statistical Association*, 90, pp. 443-450.
- BREUSCH, T. S. ET A.R. PAGAN (1979): "A simple test for heteroskedasticity and random coefficient variation," *Econometrica*, 47, pp. 1287-1294.
- CAMERON, S. (1999): "Rational Addiction and the Demand for Cinema," *Applied Economics Letters*, 6(9), pp. 617-620.
- CAMERON, S. (1997): "Are Greek Smokers Rational Addicts?," *Applied Economics Letters*, 4(7), pp. 401-403.
- CAWLEY, J.H. (1999): "Rational Addiction, the Consumption of Calories, and Body Weight," PhD. Thesis, Chicago: University of Chicago.
- CHALOUKPA, F. J. (1991): "Rational addiction behavior and cigarette smoking," *Journal of Political Economy*, 99, pp. 722-742.

- COLLET, R. (2007): "Dynamique du niveau de motorisation automobile des ménages français," papier présenté lors des 24^{èmes} Journées de Microéconomie Appliquée, 1^{er} juin 2007, Fribourg (Ch).
- COLLET, R. (2007): *Dynamique de la motorisation et usagede l'automobile en France : L'Île-de-France en perspective*. Thèse de doctorat, Université de Paris 1, Panthéon-Sorbonne.
- COOK, R. D., S. WEISBERG (1983): "Diagnostics for heteroscedasticity in regression," *Biometrika*, 70, pp. 1-10.
- CRAGG, J. G. (1971): "Some Statistical Models For Limited Dependent Variables With Application to the Demand For Durable Goods," *Econometrica*, 39(5), pp. 829- 844.
- CUMBY, R.E., J. HUIZINGA ET M. OBSTFELD (1983): "Two-step two-stage least squares estimation in models with rational expectations," *Journal of econometrics*, 21, pp. 333-335.
- DARGAY J. (2004): "The Effect of Prices and Income on Car Travel in the UK," paper presented at the World Conference on Transport Research, July, Istanbul.
- DEATON, A., J. MUELLBAUER (1980): *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge (UK): Cambridge University Press.
- DUPUY, G. (1999a): "From the "magic circle" to "automobile dependence": measurements and political implications," *Transport Policy*, 6(1), pp. 1-17.
- DUPUY, G. (1999b): *La dépendance automobile. Symptômes, analyses, diagnostic, traitements*. Paris : Anthropos.
- ELTONY, M.N. (1993): "Transport gasoline demand in Canada," *Journal of Transport Economics and Policy*, 27(2), pp. 193-208.
- GARDES, F. ET C. STARZEC (2002): "Evidence on Addiction Effects from Households Expenditure Surveys: the Case of the Polish Panel," paper presented at the Econometric Society European Meeting, Venice (It), August.
- GARDES, F., G. DUNCAN, P. GAUBERT ET C. STARZEC (2005): "Panel and Pseudo-Panel Estimation of Cross-Sectional and Time Series Elasticities of Food Consumption: The Case of American and Polish Data," *Journal of Business and Economic Statistics*, 23(2), pp. 242-253.
- GODFREY, L.G. (1999): "Instrument relevance in multivariate linear models," *Review of Economics and Statistics*, 81(3), pp. 550-552.
- GOODWIN, P.B. ET M.J.H. MOGRIDGE (1981): "Hypothesis for a fully dynamic model of car ownership," *International Journal of Transport Economics*, 8, 313-327.
- GOODWIN, P.B. (1992): "A review of new demand elasticities with special reference to short and long run effects of price changes," *Journal of Transport Economics and Policy*, 26, pp. 155-163.
- GOODWIN, P., J. DARGAY ET M. HANLY (2004): "Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income: a review," *Transport Reviews*, 24(3), pp. 275-292.
- GOODWIN, P. (2002): "Are fuel prices important?," Chapitre dans Chatterjee, G., Chatterjee, K. (éds.), *Transport Lessons from the Fuel Tax Protests of 2000*. Aldershot (UK): Ashgate, pp. 85-94.

- GREENE, W. H. (2000): *Econometric Analysis, 5th edition*. Upper Saddle River (NJ): Prentice-Hall.
- GREENE, D.L. ET P.S. HU (1985): "The Influence of the Price of Gasoline on Vehicle Use in Multi-vehicle Households," *Transportation Research Record*, 988, pp. 19-24.
- GROSSMAN, M., F. J. CHALOUPEK ET I. SIRTALAN (1998), "An empirical analysis of alcohol addiction: results from monitoring the future panels," *Economic Enquiry*, 36, pp. 39-48.
- GROSSMAN, M., F.J. CHALOUPEK ET C.C. BROWN (1999): "The Demand for Cocaine by Young Adults: A Rational Addiction Approach," NBER Working Paper 5713.
- HANSEN, L. (1982): "Large sample properties of generalized method of moments estimators," *Econometrica*, 50(3), pp. 1029-1054.
- HECKMAN, J.J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1), pp. 153-161.
- HECKMAN, J.J. (1981): "Heterogeneity and state dependence," in Sherwin Rosen ed., *Studies In Labour Markets*, 91-139. Chicago: University of Chicago Press.
- HENSHER, D.A., F.W. MILTHORPE ET N.C. SMITH (1990): "The demand for vehicle use in the urban household sector: theory and empirical evidence," *Journal of Transport Economics and Policy*, 24(2), pp.119-137.
- HIVERT, L. (1996a): "Diésélisation et nouveaux diésélistes: les évolutions récentes," Actes, 59, Arcueil (Fr): INRETS, pp. 83-95.
- HIVERT, L. (1996b): "Le comportement des nouveaux diésélistes," Rapport de convention mission effet de serre, Arcueil (Fr): INRETS.
- HIVERT, L. (2001): "Le parc automobile des ménages: Etude en fin d'année (1999 à partir de la source PARC AUTO - SOFRES," Rapport de convention INRETS-ADEME, Arcueil (Fr).
- HIVERT, L. (2004): "Heterogeneity, Changes in Car Use in France According to Fuel Prices and Types," Franco-Japanese cooperation meeting "Sakura", Kyoto (JP), December.
- HIVERT, L. ET V. CERRI (2004): "De nouveaux « nouveaux diésélistes », Comment évolue le kilométrage automobile de ceux qui passent au diesel dans la seconde moitié des années 90," Rapport d'expertise pour la DRAST et la MIES, 74 pages.
- HIVERT, L., F. LECOUEY, F. BOURRIOT, ET J.L. MADRE (2006): "Le bilan CO₂ des ménages, le cas de l'Île-de-France et de l'arrondissement de Lille," Convention DAEI/SESP – CEREN et INRETS, n° CO04 00056.
- HUBER, P. (1981): *Robust Statistics*. New York: John Wiley and Sons.
- JOHANSSON, O. ET L. SCHIPPER (1997): "Measuring the long run fuel demand of cars: separate estimations of vehicle stock, mean fuel intensity, and mean annual driving distance," *Journal of Transport Economics and Policy*, 21(3), pp. 277-292.
- LALLA, R., K. RICKERSTEN ET P.H. VALE (2003): "Rational addiction for alcohol: a panel study of Norwegian beer drinkers," Working Paper, Department of Economics and Resource Management, Norwegian University of Life Sciences.
- LAUX, F.L. (2000): "Addiction as a market failure: using rational addiction results to justify tobacco regulation," *Journal of Health Economics*, 19(4), pp. 421-437.

- LAWSON, D.M.C. (2004): "Gary Becker and the quest for the theory of everything," Working Paper, University of Notre Dame, Notre Dame.
- MAIRESSE, J. (1998): "Les lois de la production ne sont plus ce qu'elles étaient: une introduction à l'économétrie des panels," *Revue Economique*, 39(1), pp. 225-271.
- MANNERING, F. ET C. WINSTON (1985): "A Dynamic Empirical Analysis of Household Vehicle Ownership and Utilization," *Rand Journal of Economics*, 16(2), pp. 213-236.
- MOBILIA, P. (1993): "Gambling as a Rational Addiction," *Journal of Gambling Studies*, 9(2), pp. 121-151.
- OUM, T.H., W.G. WATERS ET J. YOONG (1992): "Concepts of price elasticities of transport demand and recent empirical estimates: an interpretative survey," *Journal of Transport Economics and Policy*, 26(2), pp. 139-154.
- RENAUD (1980): "Hexagone", *Amoureux de Paname*, 7(4 :42). Polydor.
- ROUWENDAL, J. (1996): "An economic analysis of fuel use per kilometre by private cars," *Journal of Transport Economics and Policy*, 30(1), pp. 3-14.
- SARGAN, J. (1958): "The estimation of economic relationships using instrumental variables," *Econometrica*, 26(3), pp. 393-415.
- SHEA, J. (1997): "Instrument relevance in multivariate linear models: A simple measure", *Review of Economics and Statistics*, 79(2), pp. 348-352.
- SIMONNET, V. ET V. ULRICH (2001): "La formation professionnelle et l'insertion sur le marché du travail: l'efficacité du contrat d'apprentissage," *Economie et statistiques*, 337/338, pp. 81-95.
- SISTO, A. ET R. ZANOLA (2005): "Rationally Addicted to Cinema and Tv? An empirical investigation of Italian consumers," University of Eastern Piedmont, Department of Public Policy and Public Choice (POLIS), Working Papers 46.
- STAIGER, D. ET J.H. STOCK (1997): "Instrumental variables regression with weak instruments," *Econometrica*, 65(3), pp. 557-586.
- TIEZZI S. (2003): "Addiction and Smoking Behaviour in Italy," Department of Economics University of Siena, Working Paper 412.
- TOBIN, J. (1958): "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables," *Econometrica*, 26, pp. 24-36.
- VAN OURS, J.C. (1995): "The Price Elasticity of Hard Drugs: The Case of opium in the Dutch East Indies, 1923 - 1938," *Journal of Political Economy*, 103(2), pp. 261 - 279.
- VARIAN, H.R. (1995): *Analyse Microéconomique*. Bruxelles: De Boeck Université.
- VILLANI, A. (1992): "Rational Addiction in the Arts," *Ricerche Economiche*, 46(1-2), pp. 41-54.
- WHITE, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, pp. 817-838.
- WICKHAM, J. ET ALII (2002): "Scenarios for a sustainable society: Car transport and the sociology of embedded technologie: Final report of Project SceneSusTech," Employment Research Centre, submitted to European Commission DG Research, Dublin.